

2018年 3月修了

早稲田大学大学院商学研究科

修 士 論 文

題 目

日本企業の自己株式取得の動機

～経営者の私的便益確保のためのレバ

レッジ引き上げの可能性～

研究指導 現代日本経済論・経済史研究指導

指導教員 宮 島 英 昭

学籍番号 3 5 1 7 1 0 3 0

氏 名 小 林 優 子

修士論文概要書

題目： 日本企業の自己株式取得の動機～経営者の私的便益確保のためのレバレッジ
引き上げの可能性～

研究指導： 現代日本経済論・経済史研究指導

指導教員： 宮島 英昭

学籍番号： 35171030

氏名： 小林 優子

本論文での課題は、取締役選任議案に対する機関投資家の指針が、日本企業における自己株式取得に影響を与えているかテストする点にある。自己株式の取得に関するこれまでの研究では、その選択の動機として、フリーキャッシュフローの圧縮を通じたエージェンシー問題の解決 (Jensen, 1986)、株価が割安であることのシグナリング (Grullon and Ikenberry, 2001) といった説明がなされてきた。しかし、近年のアメリカ企業を対象とした研究では、ストックオプションの行使価格の押し上げといった経営者の私的利益達成もまた自己株式取得の動機となっていると指摘されている (Lazonick, 2014; Almeida *et al.*, 2016)。同様に近年の日本における研究でも、自己株式取得の動機の伝統的な理論とは異なる仮説が提唱されている。Franks *et al.* (2016) は、所有構造の調整といった経営者の非金銭的な私的便益の達成が動機となっている可能性を指摘している。

本研究は、こうした所有構造の調整と並んで、「機関投資家が設ける議決権行使判断の基準の達成」という経営者の私的便益の達成が動機となっている可能性を新たに示す。機関投資家の議決権行使の影響力が増すという近年の新たな環境の下で、自己株式の取得を通じた自己資本の圧縮による ROE の名目的引上げが、自己株式取得の動機となっている可能性がある。すなわち、ROE の名目的引上げによって各機関投資家の定める取締役選任議案に関する ROE 基準をクリアすることで、取締役選任議案の反対票の増加を回避して役職に留まろうとするという経営者の私的便益、あるいは議決権行使基準をクリアできないことにたいする株式市場の負のサプライズを回避することが動機であると考えられる。本研究はこれまでの先行研究が示してきた自己株式取得の動機に関する仮説に、日本における ROE の名目的引き上げを通じた経営者の私的便益確保という機会主義的な行動の可能性を加えるものである。

2000 年代初頭から、わが国において機関投資家や議決権行使助言会社はそれぞれ取締役

選任議案への賛否について様々な指針を定めた。この指針のうちの一つに、ROE に関する基準が存在する。特定期間連続して ROE が一定基準を下回るあるいは赤字が続く場合に議案に反対、若しくは反対を推奨するという基準であり、多くの国内機関投資家や議決権行使助言会社が採用している。すなわち ROE が基準を下回った場合には、機関投資家は取締役や代表取締役選任議案に反対する可能性が高い。この基準は、国内機関投資家により 2005 年前後に明示的に示され、2014 年のスチュワードシップ・コードの実施とともに強化された。同年以降、多くの機関投資家や議決権行使助言会社が「複数期にわたり ROE が 5%を下回った場合には取締役選任議案に反対する」という方針を明らかにした。こうした機関投資家の動向を受けて、企業の経営陣（取締役や代表取締役）は自身の選任議案への反対票が増加しないように、ROE5%という基準を上回るように自己株式の取得を実施している可能性がある。

まず、ROE5%という基準をわずかに上回ったことが自己株式取得に与える影響をテストした。対象期間は 2005 年度から 2015 年度で、東証第一部企業を対象として推計を行った。推計の結果は、(i) ROE が 5%をわずかに上回った企業が自社株買いを選択する確率は高く、(ii) ROE5%という基準をわずかに上回ったことが自己株式取得規模(金額・株式数ベース)に与える影響は正に有意であり、(iii)こうした結果は 2014 年度以降で顕著であり、議決権行使基準が自社株買い選択確率・自己株式取得規模に与える影響が強調された。ROE5%をクリアしようとする傾向は 2005 年度から存在していたが、基準が明確に示された 2014 年度以降で自己株式取得という財務政策の選択・実施規模に ROE5%という基準が影響を与えていると考えられる。

続いて、自己株式の取得と ROE 基準を上回ったこととの関係は、機関投資家の影響下で強く顕れるかをテストした。機関投資家の持株比率が一定より高い企業群において、ROE 基準を上回ったことが自社株買い選択確率・自己株式取得規模に与える影響は正に有意であり、一定より低い企業群ではこうした影響は確認できなかった。この結果は、機関投資家の存在が圧力となり、ROE5%という基準を上回ろうとする動きを示していると捉えることができる。

また、追加的な推計として、前期あるいは直前 2 期連続で ROE 基準を下回った日本企業が、取締役選任議案に反対する ROE を用いた業績基準を下回らないように、自己株式を取得するかをテストした。前期あるいは直前 2 期連続で ROE 基準を下回ったことが自社株買い選択確率・自己株式取得規模に与える影響は正に有意であった。また、この影響は前期のみ ROE 基準を下回った場合よりも 2 期連続で ROE 基準を下回った場合により顕著であった。この推計結果は、ROE の水準によって取締役選任議案に反対されることを回避するために、ROE5%をわずかに上回るよう自己株式の取得を行っている可能性を示唆するものといえる。

最後に、ROE の名目的引き上げを動機とした自己株式の取得の資金調達について検討した。記述統計量の分析の結果は、通常の自己株式取得とは異なり、ROE 基準を動機とした自己株式の取得は長期借入によって実施されている可能性を示唆した。

以上の結果は、日本企業は機関投資家の定める議決権行使基準をクリアすることを動機として自己株式の取得を行っており、機関投資家の存在が企業の財務政策に影響を与えているという可能性を示唆している。本研究は、機関投資家による株式保有が間接的に自己株式取得に与える影響のテストを通じて、企業の株式所有構造と資本市場の関係の解明を目指すものである。

日本企業の自己株式取得の動機

経営者の私的便益確保のためのレバレッジ引き上げの可能性

目次

第一節 はじめに

第二節 自己株式の取得に係る先行研究

第一項 自己株式取得の動機

第二項 日本企業を対象とする研究

第三項 日本における自己株式取得の特徴

第三節 議決権行使基準と利益分布および仮説の導出

第一項 議決権行使助言会社・機関投資家の日本における議決権行使の指針

第二項 ROE 基準周辺企業の自己株式取得

第三項 仮説

第四節 経営者の私的便益確保を動機とした自己株式取得

第一項 サンプルの選択・特徴

第二項 推計モデル

第三項 推計結果

第四項 機関投資家の影響

第五項 特定期間連続して ROE 基準をクリアできない場合への対処

第六項 長期借入による自己株式取得

第五節 結論と残された課題

参考文献

第一節 はじめに

本研究の課題は、取締役選任議案に対する議決権行使助言会社・機関投資家の指針が、日本企業における自己株式取得に影響を与えているかテストする点にある。自己株式取得に関するこれまでの研究では、その動機として、フリーキャッシュフローの圧縮を通じたエージェンシー問題の解決 (Jensen, 1986)、株価が割安であることのシグナリング (Grullon and Ikenberry, 2001) といった説明がなされてきた。しかし、近年のアメリカ企業を対象とした研究では、ストックオプションの行使価格の押し上げによる経営者の私的利益達成もまた自己株式取得の動機となっていると指摘されている (Lazonick, 2014; Almeida *et al.*, 2016)。

同様に近年の日本企業を対象とした研究でも、所有構造の調整といった経営者の非金銭的な私的便益の達成 (Franks *et al.*, 2016) が、特に ToSTNeT を利用した自己株式取得の重要な動機である可能性が指摘されている。本研究では、こうした所有構造の調整と並んで、自己株式の取得を通じた自己資本の圧縮による ROE の名目的引き上げが自社株買いの動機となっている可能性をテストする。すなわち、本研究は「議決権行使助言会社・各機関投資家の定める取締役選任議案に関する ROE 基準をクリアすることで、取締役選任議案の反対票の増加を回避して役職に留まろうとする」という「経営者の私的便益」が自己株式取得の動機のひとつであるか、その可能性の検証を行う。これまでの先行研究が示してきた自己株式取得の動機に関する仮説に、日本における ROE の名目的引き上げを通じた経営者の非金銭的な私的便益確保という動機の可能性を加えるものである。

2000 年代初頭から、日本でも機関投資家や議決権行使助言会社はそれぞれ取締役選任議案への賛否について様々な指針を定めている。この指針のうちの一つに、ROE (Return On Equity) に関する基準が存在する。特定期間連続して ROE が一定基準を下回るあるいは赤字が続く場合に議案に反対若しくは反対を推奨するという基準であり、多くの国内機関投資家や議決権行使助言会社が採用している。ROE が基準を下回った場合には、機関投資家は取締役や代表取締役選任議案に反対する可能性が高い。この基準は、2005 年前後に機関投資家によって明示的に示され、2014 年のスチュワードシップ・コードの実施とともに強化された。2014 年以降、多くの機関投資家や議決権行使助言会社が「複数期にわたり ROE が 5% を下回った場合には取締役選任議案に反対する」という方針を定めた。その結果、企業の経営陣（取締役や代表取締役）は自身の選任議案への反対票が増加しないよ

うに、この ROE5%という基準を上回るように自己株式の取得を実施する動機が強まった。そこで本研究は、ROE5%という基準をわずかに上回ったことが自己株式取得に与える影響をテストした。対象期間は 2005 年度から 2015 年度で、東証第一部企業を対象として推計を行った。

推計の結果は、(i) ROE が 5%をわずかに上回った企業が自社株買いを選択する確率は高く、(ii) ROE5%という基準をわずかに上回ったことが自己株式取得規模（金額・株式数ベース）に与える影響は正に有意で、(iii) こうした結果はスチュワードシップ・コードの実施によって議決権行使の基準の影響力が強化された 2014 年度以降で顕著であった。ROE5%をクリアしようとする傾向は 2005 年度から存在していたが、2014 年度以降は ROE5%という水準が明確に自己株式取得という財務政策の選択・実施規模に影響を与えていると考えられる。

次に、自己株式の取得と ROE 基準を上回ったこととの関係は、機関投資家の影響下で強く顕れるかをテストした。機関投資家の持株比率が一定より高い企業において、ROE 基準を上回ったことが自社株買い選択確率・自己株式取得規模に与える影響は正に有意であり、一定より低い企業ではこうした影響は確認できなかった。この結果は、「機関投資家の存在が圧力となり、ROE5%という基準を上回ろうとする傾向がある」という理解と整合的である。

また、追加的な推計として、前期あるいは直前 2 期連続で ROE 基準を下回った日本企業が、取締役選任議案に反対する ROE を用いた業績基準を下回らないように自己株式を取得するかをテストした。前期あるいは直前 2 期連続で ROE 基準を下回ったことが自社株買い選択確率・自己株式取得規模に与える影響は正に有意であった。また、この影響は前期のみ ROE 基準を下回った場合よりも 2 期連続で ROE 基準を下回った場合により顕著であった。この推計結果は、ROE の水準によって取締役選任議案に反対されることを回避するために、ROE5%をわずかに上回るような自己株式の取得を行っている可能性を示唆するものといえる。

最後に、ROE の名目的引き上げを動機とした自己株式の取得の資金調達について検討した。記述統計量の検討の結果は、通常の自己株式取得とは異なり、ROE 基準を動機とした自己株式の取得は長期借入によって実施されている可能性を示した。

以上の推計結果より、日本企業は機関投資家の定める議決権行使基準をクリアすることを動機として自己株式の取得を行っており、機関投資家が企業の財務政策に影響を与えて

いることを示唆している。本研究は、機関投資家による株式保有が間接的に自己株式取得に与える影響のテストを通じて、企業の株式所有構造と資本市場の関係の解明を目指すものである。

本論文の構成は以下の通りである。続く第二節では、自己株式の取得に関する先行研究のレビューを行う。第三節では、経営者の私的利益を目的とした自己株式取得のメカニズム、すなわち仮説の導出を行う。第四節では、ROE 基準クリアを目的とした自己株式の取得についてテストする。そして第五節は本論文の結論と残された課題を述べる。

第二節 自己株式の取得に係る先行研究

本研究は、日本企業の自己株式の取得の動機を解明することを目的としている。本節では自己株式取得の動機に関する先行研究の概観を通じて、本研究の位置づけを確認する。

第一項 自己株式取得の動機

企業の自己株式取得の動機については、これまで多くの研究がなされてきた。本節では、これまでの自己株式取得の主な動機を先行研究より概観する。これまでの研究によって(1) ペイアウト政策 (2) フリーキャッシュフローの圧縮 (3) 資本効率の向上 (4) 過小評価に対するシグナリング (5) 買収防衛 がその主な動機であると示されている。

第一に、ペイアウト政策として、配当の代替として自己株式を取得しているという配当代替仮説がある。自己株式の取得を行うと、発行済み株式数が減少し、一株当たり利益が上昇するため、自己株式取得後の一株あたり配当額が増加することが期待される。また企業の自己株式の取得に応じた株主については、株式の売却を通じて現金を得ることができる。Brav *et al.* (2005) や花枝・芹田 (2008) などによれば、企業は安定配当を好む傾向があると報告されている。すなわち配当を増やすことなく株主還元を実施できる自己株式取得が配当の代わりに選択されている可能性がある。Grullon and Michaely (2002) や Skinner (2008) などの研究により、アメリカでは自己株式の取得が現金配当を代替しているという配当代替仮説が支持されている。

第二に、フリーキャッシュフローの圧縮を目的としているというフリーキャッシュフロー仮説がある。Jensen (1986) が提唱したフリーキャッシュフロー仮説とは、自社の

フリーキャッシュフローを財源として自己株式を取得することで、株主に利益を還元し、経営者による過剰な投資を防ぐことができるという議論である。したがって自己株式取得は、株主還元と過剰な投資の抑止によって、経営者と株主の利害対立であるエージェンシー問題を緩和する可能性がある。キャッシュフローの圧縮の観点からは、Julio and Ikenberry (2004) が提唱したライフサイクル仮説でも説明できる。収益性が安定しながらも有望な投資先を持たない成熟した企業は、蓄積されたキャッシュフローを処分しようとする動機があり、自己株式の取得という財務政策を選択する可能性がある。

第三に、自己株式の取得によって自己資本を減らし、資本効率を向上させようとする動機の可能性がある。自己株式を取得すると、自己資本は減少する。これにより一株あたり利益や ROE といった自己資本に関わる指標が向上し、企業価値の向上へと繋がる可能性がある。また自己資本の圧縮を通じて低すぎる負債比率を上昇させ、レバレッジを高めることができる。自己資本の資金を負債により調達した場合、その効果はより大きい。企業は自己株式の取得を通じて最適な資本構成を達成できると考えられている。

第四に、自己株式の取得は企業の過小評価の情報を伝達する効果があると考えられている。Grullon and Ikenberry (2000) などの研究によれば、企業は自己株式の取得のアナウンスを通じて、市場が企業の価値を過小に評価しているとシグナリングするという過小評価仮説が提唱されている。自己株式の取得のアナウンスによって、「将来の利益が期待できると企業が考えている」という情報を市場が受け取り、株価が上昇する。この株価の上昇、ひいては企業価値の過小評価の改善を動機として、企業は自己株式を取得する可能性がある。

最後に、自己株式の取得を通じて買収の脅威を回避しようとする動機があると考えられている。自己株式の取得に応じる株主は、相対的に企業に対する収益の期待が小さい株主であることが予想される。一方で、企業に対する期待が相対的に大きい株主や企業に対し友好的である株主（銀行や持ち合い関係にある企業など）は自己株式取得には応じず、株式の保有を続けると考えられる。結果として、自己株式の取得によって企業に期待している、あるいは友好的な株主の割合が相対的に上昇する。これにより買収される可能性が抑えられると考えられ、企業は自己株式の取得により買収の脅威を回避しようとしていると考えられる。Bagwell (1992) や Billett and Xue (2007) などの研究がこうした買収防衛の仮説を提唱している。

以上が伝統的な研究における自己株式取得の動機であるが、近年ではこうした伝統的な

理論では説明できない点が指摘されている。近年のアメリカにおける Lazonick (2014) や Cheng *et al.* (2015) の研究では、経営者の利益を目的として自己株式の取得が行われている可能性が提唱されている。自己株式の取得により株価を上昇させ、経営者の報酬として付与されたストックオプションから得られる利益を高めようとしているという動機である。また Almeida *et al.* (2016) は、アメリカ企業を対象にこうした動機による自己株式の取得が雇用・設備投資・研究開発といった現実の投資を減らすことによって実現されたことを明らかにしている。

第二項 日本における自己株式取得の先行研究

前項にて確認した自己株式取得の動機に関する伝統的な研究の多くは、アメリカ企業を対象として調査されてきた。近年、わが国においても自己株式取得の動機について多くの研究がなされている。本項では、伝統的な理論に沿ってわが国における自己株式取得の動機の研究を概観する。

第一に、ペイアウト政策としての自己株式の取得がある。配当と自社株買いは代替的な関係にあるとされる配当代替仮説は、アメリカ企業を対象とした調査においては支持されてきた。しかし、山口 (2007) では、アメリカ企業で確認される配当と自社株買いの代替的な関係は日本企業では確認できず、配当と自社株買いは独立したペイアウト手段であると報告している。また花枝・芹田 (2008) が日本企業を対象として実施したサーベイ調査は日本では自己株式取得は現金配当を代替しているとみなされていないという結果であった。同研究では、配当から自己株式取得への代替性は低いと結論付けている。わが国においては配当に積極的な企業も自己株式の取得を実施しており、配当代替仮説は必ずしも支持されていない。

第二に、自己株式取得は市場が自社を過小評価していることへのシグナリングであるとした過小評価仮説についても多くの研究が報告されている。自己株式取得の公表に対し市場がポジティブな反応を示すことは、短期的には公表前リターンが負であることから、長期的には異常リターンが正であることから説明される。わが国においては、短期的な反応を調査する研究は概ね仮説を支持している (Hatakeda and Isagawa, 2004; 牧田, 2005; 太田・河瀬, 2016) が、一部では公表前リターンが正であること (Zhang, 2002) やゼロであること (山口, 2008; 島田, 2013) を示す調査も報告されている。また長期的反応につい

ては、長期の異常リターンが正あるいはゼロである（山口, 2008; 山口, 2009）という過小評価仮説を支持しない研究も報告されている。

また、日本企業の多くが利用する ToSTNeT 買付¹は、他国に見られない独自の自己株式買付方法である。日本企業は市場内では Auction 買付か ToSTNeT 買付によって自己株式を買い付ける。太田・河瀬（2016）は市場内での買付方法の差異から市場の反応を検証し、Auction 買付では過小評価仮説を支持する結果が得られたが、ToSTNeT 買付ではそうした結果が得られなかったと報告している。

最後に、近年のアメリカ企業における研究では、経営者が金銭的利益を動機として自己株式の取得を行っていることが報告されている。こうした結果はストックオプションによって説明付けられているが、ストックオプションを取り巻く環境が異なる日本においては金銭的利益ではなく非金銭的利益からの説明が試みられている。Flanks *et al.*（2016）が日本企業を対象に実施した調査では、自己株式の取得は、インサイダー保有の比率を相対的に高め、「歓迎せざる」株主による保有の増大を防ぐ目的があるとして、経営者の非金銭的な利益が動機である可能性を指摘している。

本研究では、Franks *et al.*（2016）の指摘した経営者の利益について、取締役選任議案への機関投資家・議決権行使助言会社の議決権行使基準の観点から説明を試みる。自己株式の取得は、ROE の名目的な引き上げを可能にする。名目的な引き上げの目的は、機関投資家や議決権行使助言会社の定める ROE に関する取締役選任議案の議決権行使基準を達成することである可能性がある。こうした行動は、「取締役選任議案を可決させる」といった経営者の非金銭的利益の確保といった機会主義的な動機、あるいは「取締役選任議案の議決権行使基準を達成できない」ことを受けた資本市場の負のサプライズを回避するという動機によると考えることができる。こうした動機による自己株式取得を、取締役選任議案への機関投資家・議決権行使助言会社の議決権行使基準の視点から説明した研究はこれまでに存在しない。本研究はこうした理論に新たな観点と説明を付け加えようとするものである。

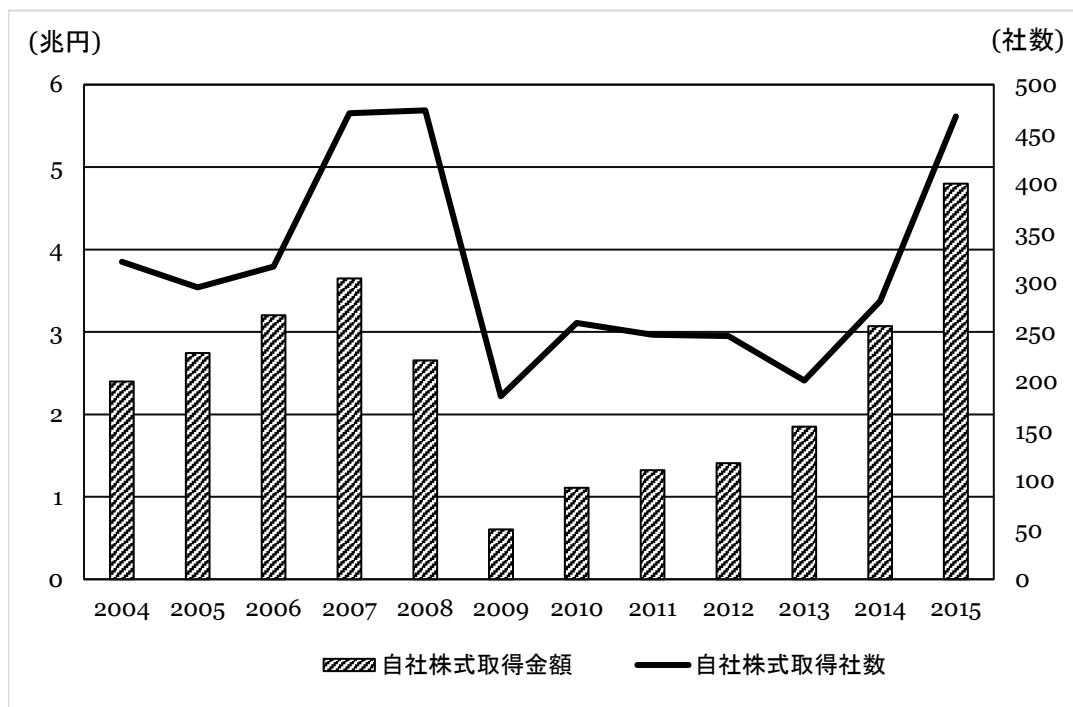
¹ 日本証券取引所は、前日終値を利用して時間外に取引を行う終値取引（ToSTNeT-2）や自己株式立会外買付（ToSTNeT-3）といった制度を採用している。

第三項 日本における自己株式取得の特徴

最後に、本項では日本における自己株式取得の概況を確認する。日本においては1994年10月の商法改正以降、自己株式の取得が可能となった。しかし、1994年時点では取得目的が「利益の消却」「合併またはほかの会社の営業の全部の譲受によるとき」「会社の権利の実行にあたりその目的を達するために必要なとき」「株主の株式売却請求権の行使に応じて株式の買い取りをなすとき」に限られており、同様に取得数量も発行済み株式数の3%を上限としていた。また、自己株式は取得後6ヶ月以内の処分が義務付けられており、自己株式の取得を行う企業は限られていた。

1994年の自己株式取得解禁以降、こうした規制は段階的に緩和されていった。その後2001年4月における商法改正によって、自己株式の取得目的・取得数量・取得後の保有期

図1 東証第一部・二部上場企業の市場における自己株式取得金額と実施企業数の推移



(注) 横軸は年度を示している。縦軸のうち、左軸は自己株式取得金額の累計を、右軸は自己株式取得企業数を示している。年度は公開日ベースで計算を行った。

(出所) Quick Astra manager より筆者作成

間の規制が撤廃された²ことで、自己株式の取得が盛んに実施されるようになった。続く 2003 年 4 月の商法改正では、取締役会決議による自己株式の取得が解禁された。定款の授權に基づき、市場取引または公開買付の方法であれば取締役会決議により自己株式を取得できるようになった。現在では、株主総会や取締役会において取得数量や金額、目的、買付方法の決議を行った後、同時または後日の任意のタイミングで取締役会が改めて取得数量や金額、目的、買付方法を決議・公表して自己株式の取得を行う。前述の通り Auction 買付や ToSTNeT 買付など買付方法は複数存在するが、いずれの方法でも株主総会や取締役会での決議を要している。

図 1 は、自己株式の取得制度が現行の制度に改正された 2004 年度以降東証第一部二部上場企業の自己株式取得金額（累計）と自己株式を取得した企業数の推移を示している。2004 年以降自己株式の取得企業数・市場における自己株式の取得規模が最も多くなるのは 2007 年（市場における取得金額累計は 3.7 兆円、自己株式取得企業数は 474 社）まで増加傾向にある。リーマン・ショックの影響を受けて 2009 年度の自己株式取得金額累計は 0.6 兆円、実施企業数は 185 社と規模が小さくなるが、その後再び取得金額累計・取得企業数は増加する。直近 2015 年度の市場における取得金額累計は 6 兆円に迫り、実施企業数も 468 社とリーマン・ショック以降最も多くなっている。こうした状況から、日本企業にとって自己株式の取得は重要な財務政策の一つとなっていると考えられる。したがって、自己株式取得の動機の解明を試みる研究は、現代のわが国の企業にとって重要な示唆をもたらすだろう。企業が自己株式取得を選択する確率や取得規模などの詳細は第四節一項において確認する。

第三節 議決権行使基準と利益分布および仮説の導出

本節では、第二節二項において確認した経営者の私的利益のための自己株式取得の可能性について検討する。第一項において、日本企業の主たる株主である機関投資家、また機関投資家に一定の影響力を持つ議決権行使助言会社が定める、株主総会における議決権行使基準を確認する。日本において機関投資家は、業績を測る基準の一つに ROE を採用している。この ROE に関する基準は、自己株式の取得によりクリアできる可能性がある。

² 取得後の保有期間の規制が撤廃されたことは平成 13 年改正商法の自己株式関連事項における最も重要な変更点であり、「金庫株の解禁」と称される。

第二項では、ROE が基準値周辺の企業の自己株式取得状況を確認し、続く第三項にて、こうした基準をクリアすることを目的として自己株式の取得を実施しているという仮説を示す。

第一項 議決権行使助言会社・機関投資家の日本における議決権行使の指針

近年、わが国においては年金・投資信託・保険等の機関投資家が適切な議決権行使を通じて企業統治へ関与するという役割への期待が大きくなっている。2014 年 2 月に策定された日本版スチュワードシップ・コードは、「責任ある機関投資家」の諸原則として、機関投資家が「スチュワードシップ責任」³を果たすことを求めている。

こうした機関投資家の議決権行使を助ける役割を担っているのが、「議決権行使助言会社」である。高橋（2012）は、議決権行使助言会社とは「一般には、機関投資家向けに、上場会社の株主総会決議に付される議案について、情報の整理ないし独自の分析を行い、どのように議決権を行使すべきか勧告するというサービスを提供することで、報酬を得るという形態の事業を営む者」としている。多くの場合、機関投資家は分散投資を行っていることから、個別銘柄の株主総会における議決権行使のための情報を収集し処理する作業は容易ではない。日本においては企業の株主総会の実施日が一定期間に集中⁴している傾向が、こうした煩雑さに拍車を掛けている可能性もある。議決権行使助言会社は機関投資家に向けてこうした議決権行使の判断を補佐する情報を提供する企業である。

主要な議決権行使助言会社であるアメリカの Institutional Shareholder Services Inc.（以下「ISS」）、Glass Lewis & CO. LLC（以下「Glass Lewis」）は、日本を含めた世界各国の機関投資家を顧客としている。社団法人日本証券投資顧問業協会が会員（機関投資家）を対象に実施したアンケートによると、2017 年時点では議決権行使助言会社を活用している会員（日本株投資残高を有する企業）は 46.7%であった。その後、機関投資家の議決権行

³ 日本版スチュワードシップ・コードに関する有識者検討会（2014）では、スチュワードシップ責任を『機関投資家が、投資先企業やその事業環境等に関する深い理解に基づく建設的な「目的を持った対話」（エンゲージメント）などを通じて、当該企業の企業価値の向上や持続的成長を促すことにより、「顧客・受益者」（最終受益者を含む。以下同じ。）の中長期的な投資リターン拡大を図る責任』と定義している。

⁴ 2017 年 3 月期決算の企業の 29.6%が 6 月 29 日（木）に、6 月 23 日から 29 日の間に 80.86%が株主総会を実施している。

表 1 主な議決権行使助言会社・国内機関投資家の議決権行使基準（一部）

	機関名	取締役選任議案に対する反対基準
議決権行使 助言会社	ISS	過去5年のROE平均が5%を下回り、かつ改善傾向にない
信託銀行	三菱UFJ信託銀行	5期連続でROEが5%を下回り、かつ改善が見込めない
	三井住友アセットマ ネジメント	直近3期でROEが上場企業平均・中央値または5%のいずれか大きい方を 下回った場合
投信投資顧 問会社	三井住友トラスト・ア セットマネジメン ト	過去3期連続でROEが5%未満
	野村アセットマネジ メント	直近3期連続してROEが5%未満かつ業界の中央値未満で、経営改善努 力が認められない場合
	東京海上アセットマ ネジメント	過去3期連続でROEが5%未満

（注） 2017年12月時点における主要な議決権行使助言会社・機関投資家の取締役選任議案に反対する基準のうち、ROEに関連した議決権行使判断基準を示した。

（出所） 各社ガイドラインを筆者が要約し、作成した

使と投資対象の企業に対する関与への期待が高まっている現在においては、多くの機関投資家が議決権行使助言会社の影響下にあると考えられる。公開情報が少ないという制約上、全ての議決権行使助言会社についての詳細な調査には至らなかったが、議決権行使助言会社の勧告や、勧告に至るまでの情報が実際の議決権行使と一定の関係があると考えて良いだろう。

議決権行使助言会社は機関投資家に向けて議決権行使勧告を提供する。議決権行使勧告は各議案に対し「賛成」「反対」あるいは「保留」の勧告と、それを裏付ける分析や関連した基礎情報・財務情報のレポートを提供する。この「賛成」「反対」あるいは「保留」を判断するにあたり、様々な基準を設け、議決権行使助言基準として公開している。本研究では、特に取締役選任議案に対する判断の基準について検討しておく。

議決権行使助言会社は、取締役選任議案に対して反対を推奨する基準を複数定めている。たとえば、ISSは業績に関連した基準や取締役会への出席率、独立社外取締役の人数などを反対の基準として定めている（表1）。こうした基準のいずれかに該当した企業の取締役選任議案について、ISSは反対を推奨するレポートを発表する。Glass Lewisも同様に、独立性や業績などの基準を定めている。

特に注目されるのは、業績に関する基準である。表1に示したように、ISSは過去5期の平均ROE（Return on Equity）が5%未満かつ直近の会計年度のROEが5%未満の場合

に業績基準⁵を満たしていないとみなし、取締役選任議案について反対を推奨している⁶。

こうした ROE に関する基準は ISS 以外の他の議決権行使助言会社だけではなく、わが国の信託銀行や保険会社のほとんどが資産運用時における株式議決権行使基準において採用している。特に、主要な金融機関の多くが「ROE が 5%を下回る」ことを業績の基準の一つ⁷と定めている。国内機関投資家を年金信託、投資信託、生保特別勘定の保有比率と考えると、多くの国内機関投資家自身もこうした ROE の基準を採用していると言えるだろう。もっとも、このように議決権行使助言会社や機関投資家が ROE を業績の基準としていることが確認できたのは、ISS が ROE による業績の基準を定め、また日本版スチュワードシップ・コードが発表された 2014 年以降である。

第二項 ROE 基準周辺企業の自己株式取得

第一項で述べたように、2014 年以降、機関投資家は投資対象銘柄の企業の取締役選任議案について、ROE の水準を判断基準として採用している。わが国では 1997 年以降の銀行・事業会社間の株式の持ち合いの解消とこれに伴う国内外の機関投資家の保有比率の上昇により、機関投資家の保有比率は相対的に大きくなっており、多くの企業がその影響下にあると考えられる。したがって、企業は機関投資家の議決権行使の動向を注視していると考えてよいだろう。

経営者が決算期において ROE 基準を満たせないだろうと予測し、しかし ROE 基準を満たしたいと考えた場合、どのような行動を取るだろうか。ROE は当期純利益を株主資本で除した指標であり、当期純利益を増やす、あるいは株主資本を減らすことで ROE を上昇させることができる。本研究では、この株主資本を減らす方策について検討しておく。

第二節一項で述べたように、自己株式の取得は株主資本を減らす。取得された自己株式は発行済み株式数・株主資本として計上されなくなる。企業は、自己株式の取得を通じて

⁵ ISS は 2014 年 4 月に ROE による議決権行使基準の設定の方針を発表し、同年 11 月に正式決定した。

⁶ ISS は日本企業向けには ROE に関する基準を設けているが、アメリカ企業向けには ROE に関する基準は設けていない。

⁷ 三菱 UFJ 信託銀行、三井住友アセットマネジメント、野村アセットマネジメント、東京海上アセットマネジメントといった主要な金融機関の参加に属する信託銀行・ファンドが ROE5%を基準として採用している。たとえば三菱 UFJ 信託銀行は、「5 期連続で ROE が 5%を下回り、かつ改善が見込めない」場合に反対としている。

⁸ 業績基準は ROE だけではない。数期にわたる赤字や減益、債務超過などを業績基準として定める機関もある。

ROE を上昇させることができるのである。当期純利益 (r) が変わらないと考えた場合、ROE の定義により金額 (x) の自己株式の取得による ROE の増加は以下の式で推計することができる。(自己資本を E とする.)

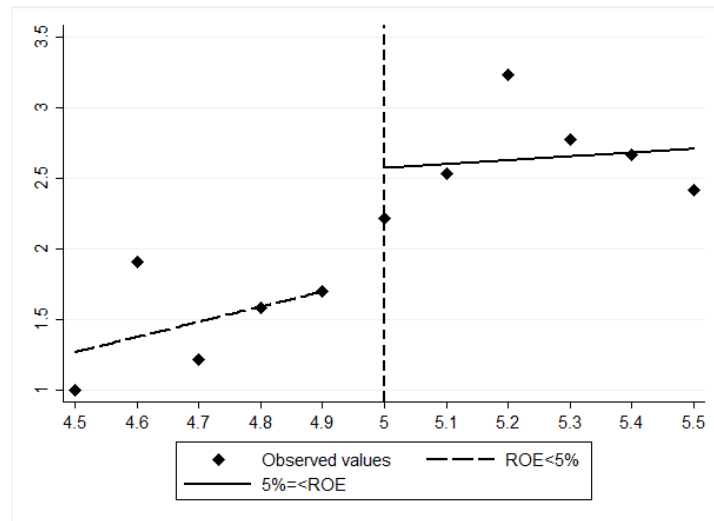
$$\Delta ROE = \frac{r}{E-x} - \frac{r}{E} \quad \cdots (1)$$

自己資本の水準を自己資本比率（総資産に占める自己資本の割合）として捉えると、日本企業の自己資本比率の平均は 30%程度である。以上を踏まえて (1) 式より推計すると、平均的な自己資本比率の企業で、ROE が 5%の場合には総資産に占める自社株取得金額の割合が 1.5%だと ΔROE は 0.26 ポイントである。また総資産に占める自社株式取得金額が 2.0%だと、 ΔROE は 0.36 ポイントである。年度により異なるものの、総資産に占める自社株式の取得金額の割合平均は 1.5%から 2.0%程度であるため、平均的な自己株式の取得を行うと ROE は 0.3 ポイント前後増加すると考えてよいだろう。

ここで、多くの機関投資家や議決権行使助言会社が基準と定める ROE5%周辺の企業の自己株式取得の水準を確認する。図 2 は、 t 期末 ROE が 4.5%から 5.5%であった企業を ROE5%周辺企業であるとし、 t 期における取得自己株式の加重平均を示している。ROE は実際の値ではなく、小数点第二位を切り捨てた値を採用している。このため、たとえば ROE4.9%というのは、実際には ROE4.90%以上 5.00%未満の企業が含まれている。期間は 2005 年度から 2015 年度で、対象企業は東証第一部上場企業のうち 3 月期決算企業、サンプルサイズは 1,338 である。図 2 では自己株式取得割合と ROE の関係を示している。図 2 の直線は自己株式取得割合（縦軸）と ROE（横軸）の関係性を示す、最小二乗法による回帰直線である。図 2A では ROE と t 期における自己株式取得金額を総資産で除した金額ベースでの自社株取得割合の関係を示している。図 2A では ROE5%を境として、その両者の関係を示す「プロット」の位置・傾きは異なっており、金額ベースでの自己株式取得割合の加重平均は 5%未満の企業群で小さく、5%以上の企業群で大きいことがわかる。また、図 2B では、ROE と t 期における取得自己株式数を発行済株式数（自己株式を含めない）で除した株式数ベースでの自社株式取得割合の関係を示している。図 2A と同様に、5%を境に 5%未満よりも 5%以上の方が株数ベースでの自己株式の取得割合が大きくなっていることが読み取れる。

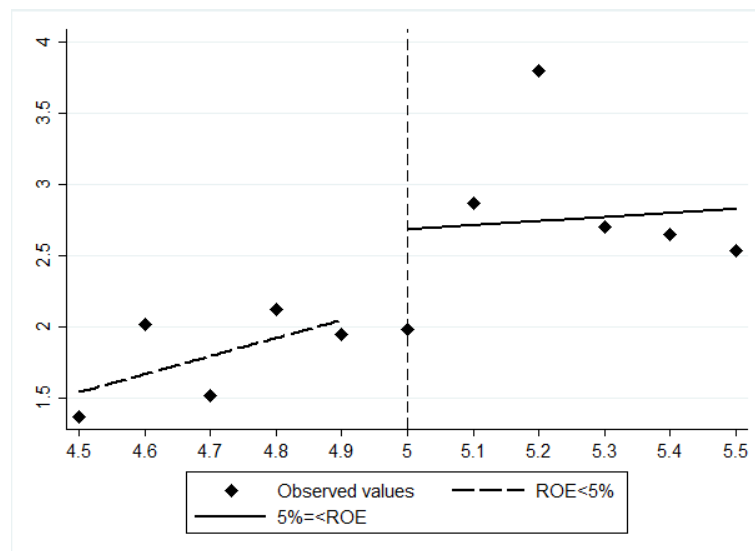
図 2 ROE5%近傍企業の自己株式取得状況

A. 金額に占める自己株式取得割合



(注 1) 縦軸は金額に占める自己株式の取得割合（自己株式取得金額/総資産）の加重平均（%），横軸は ROE（小数点第二位以下切捨）。

B. 株式数に占める自己株式取得割合



(注 2) 縦軸は株式数に占める自己株式の取得割合（取得自己株式数/自己株式を除く発行済株式数）の加重平均（%），横軸は ROE（小数点第二位以下切捨）。

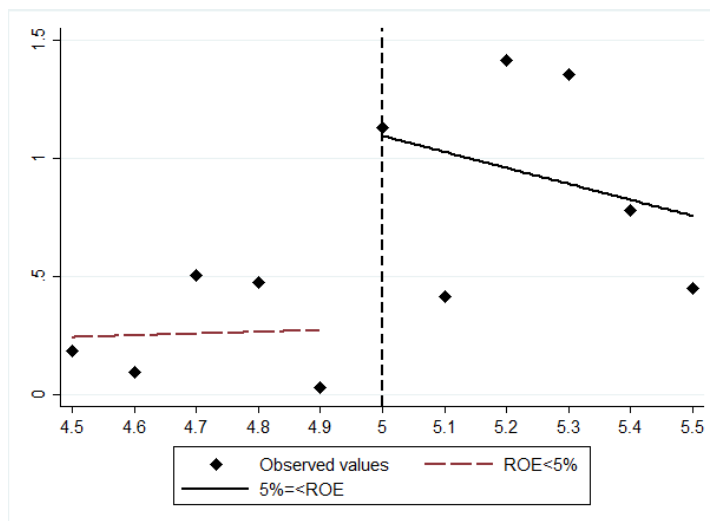
(注 3) A,B ともに 2006 年 3 月期から 2016 年 3 月期までの金融事業法人を除く東証第一部上場企業を対象とした。

(出所) QUICK Astra manager に基づき筆者作成。

図 3 では、対象期間を議決権行使助言会社や機関投資家が ROE 基準を定めるようになった 2014 年度から 2015 年度に絞って、図 2 と同様の図を示している。サンプルサイズは 239 件である。図 3A は図 2A と同様に、金額ベースでの自己株式取得割合の加重平均と ROE の関係を示した。ROE4.9%の企業の金額ベースの自己株式取得割合の加重平均は 0.03%であるが、ROE5%では自己株式取得割合の加重平均は 1.14%と大幅に増加しており、また図 2A と同様に、ROE5%を境に自己株式の取得割合が大きく変化していることがわかる。この図 3A（2014・2015 年度）を図 2A（2005 年度から 2015 年度）と比較すると、ROE5%以上とそれ未満の企業との実施割合の差が明確である。図 3B は株数ベースの自己株式取得割合は 0.04%、ROE5.0%では 1.4%であり、ROE5%を境に株数ベースの自己株式取得割合も上方にシフトしていることがわかる。また、図 3C は実施企業数の割合（当該 ROE のうち、自己株式取得を行った企業の数、全企業数で除した割合）と ROE の関係を示している。ROE4.9%の企業では 4.4%が実施しているのに対し、ROE5%では 38.3%、ROE5.2%では 70.2%の企業が自己株式の取得を実施している。前述の図と同様に、5%を境に実施企業の割合が大幅に増加していることが確認できる。

図 3 ROE5%近傍企業の自己株式取得状況

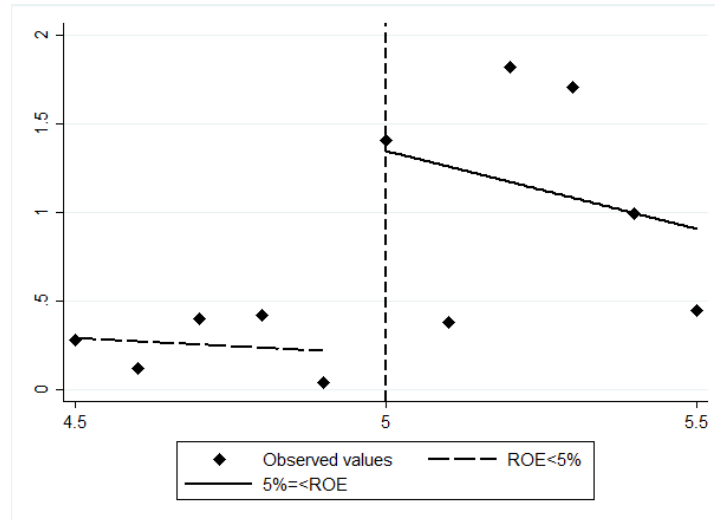
A. 金額に占める自己株式取得割合



(注 1) 縦軸は金額に占める自己株式の取得割合（自己株式取得金額/自己株式を除く発行済株式数）の加重平均（%），横軸は ROE（小数点第二位以下切捨）。

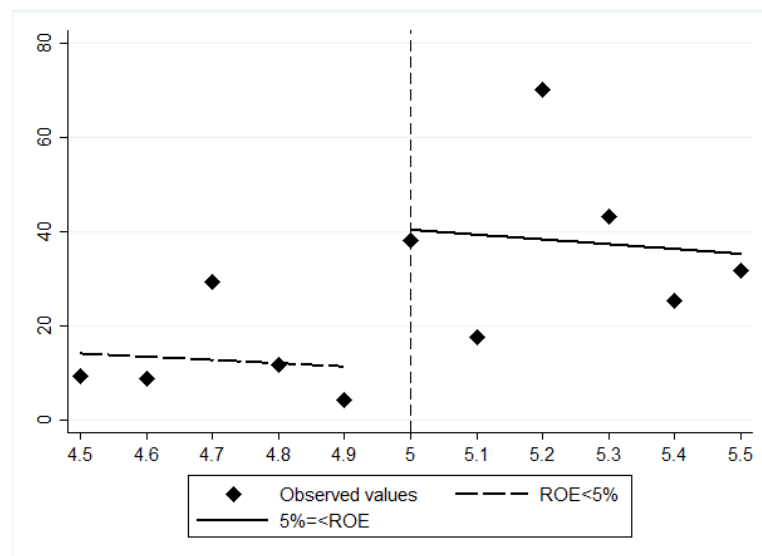
図 3 ROE5%近傍企業の自己株式取得状況

B. 株式数に占める自己株式取得割合



(注 2) 縦軸は株式数に占める自己株式の取得割合（取得自己株式数/自己株式を除く発行済株式数）の加重平均（%），横軸は ROE（小数点第二位以下切捨）.

C. 実施企業数の割合



(注 3) 縦軸は（自己株式取得を行った企業の数/全企業数で除した割合）の加重平均（%），横軸は ROE（小数点第二位以下切捨）.

(注 4) A,B,C はいずれも 2006 年 3 月期から 2016 年 3 月期までの金融事業法人を除く東証第一部上場企業を対象とした.

(出所) QUICK Astra manager に基づき筆者作成.

伝統的な理論によれば、自己株式の取得はキャッシュフローが大きい、あるいは業績の良い企業が、より多く自己株式の取得を行うはずであるため、5%未満とそれ以上とでは自己株式の取得割合は線形の関係になると考えられる。しかし、先に図示したように ROE5% 周辺企業に限ると、ROE5%を境に自己株式の取得割合と ROE に段差的（不連続）な関係が観察される。ROE4.9%の企業群で自己株式の取得が少なく、ROE5.2%から 5.3%の企業群で自己株式の取得が多い。ROE が 5%程度の企業の平均的な自己株式取得による ROE の上昇は 3 ポイント前後であることを考慮すると、ROE4.9%など 5%にわずかに満たない企業は自己株式取得を実施し、結果的に期末の ROE が 5%から 5.3%になっている可能性を指摘できる。

第三項 仮説

前項で ROE5%を境に自己株式取得割合が大幅に増加することを確認し、ROE が 5%にわずかに満たない企業が自己株式の取得を通じて ROE を引き上げている可能性を示した。この現象を理解するために、第三節一項では、多くの機関投資家や議決権行使助言会社は取締役会選任議案への賛否に対する判断の基準として ROE5%を考慮していることを確認した。以上より、本研究では以下の仮説を提示し、検証する。

仮説 1: 取締役選任議案の判断基準の一つである ROE を用いた業績基準を下回らないように、日本企業は自己株式を取得する

取締役選任議案に反対する ROE を用いた基準（以下 ROE 基準とする）とは、第三節一項で確認した ROE が 5%を下回っていることである。経営者は自社の ROE が 5%を下回ると予想した場合、自己株式の取得を通じて ROE を上昇させる。本節第二項で確認したように、平均的な自己株式の取得を行った場合に上昇する ROE は 0.3 ポイント前後であるため、こうした行動は「わずかに ROE 基準を満たさない（ROE が 4.7%以上 5%未満になる）と経営者が予想した」企業に確認できると考えられる。経営者が予想した ROE の水準を確認することはできないが、こうした行動がなされた場合には ROE は結果的に 5%以上 5.4%未満となると予想される。また、ROE を業績基準として採用している機関は日本に多いため、日本企業を対象とした分析を実施する。

この仮説を検討するために、本研究ではまず t 期における ROE が 5%以上 5.4%未満の企業（以下「ROE が 5%をわずかに上回った企業」とする）が自己株式取得を行っているかを Logit 分析の手法を用いて検討する。次に、ROE が 5%をわずかに上回った企業の自己株式取得の水準を Tobit 分析の手法を用いて検討する。こうした傾向は 2014 年に ROE 基準が明確に示されて以降、より顕著にあらわれると考えられるため、これを考慮した推計も行う。

また、議決権行使助言会社は機関投資家に影響を与えており、また議決権行使に関して ROE を用いた業績基準を採用していると明らかになっているのは機関投資家である。したがって、機関投資家の保有比率が大きい企業ほど ROE が 5%を満たすか否かを考慮している可能性がある。同様の手法を通じて機関投資家比率の大きい ROE5%をわずかに上回る企業が自己株式取得を選択・実施した可能性があることを確認する。

仮説 2：機関投資家の持株比率が大きい日本企業では、取締役選任議案の判断基準の一つである ROE を用いた業績基準を下回らないように、自己株式を取得する傾向が強まる

加えて、ROE 基準は 3 期連続あるいは 5 期連続といった機関を定めている機関投資家・議決権行使助言会社が多い。このため、推計の妥当性の確認として「 $t-1$ 期が ROE 基準を下回ったが、 t 期で ROE 基準をわずかに上回った企業」と「 $t-2, t-1$ 期で ROE 基準を下回ったが、 t 期で ROE 基準をわずかに上回った企業」についても同様の推計を実施する。

仮説 3：前期あるいは直前 2 期で ROE 基準を下回った日本企業では、取締役選任議案の判断基準の一つである ROE を用いた業績基準を下回らないように、自己株式を取得する傾向が強まる

続く第四節にて、以上 3 つの仮説を検討する。

第四節 経営者の私的便益確保を動機とした自己株式取得

第一項 サンプルの選択・特徴

最初に、本研究では対象とする期間・企業を以下の基準で選択している。推計に用いる各種財務データは QUICK Astra Manager より、機関投資家持株比率は日経 NEEDS-Cges より取得した。対象とする期間・企業を (I) 2006 年 3 月期から 2016 年 3 月期まで (II) 非金融事業法人の東証第一部上場企業 (III) 3 月期決算 の条件を満たす企業とした。観測値は 17,236 個である。次に、本研究ではより正確な推計結果を求めるために、(i) 株式分割を実施した企業 (ii) レバレッジ、現金保有比率、時価簿価比率、株価リターンの 1% および 99% 分位の企業 に当てはまる企業を除外した。(i) は株式数ベースの自己株取得割合は取得自己株数を発行済株式数で除した指標で計算しているため、正確性を期すため設定した条件である。また (ii) は外れ値として扱った。除した観測値は 2,122 で、全体の 14.03% である。

表 2A は自己株式の取得に関する記述統計量を示している。以下に使用する変数の定義を説明する。

金額に占める自己株式取得割合は t 期における自己株式取得金額を t 期首総資産で除した割合 (%) とする。自己株式の取得について、表 2D は年度ごとの平均値と標準偏差を示している。金額に占める自己株式の取得割合の全期間における平均は 0.34% で、自己株式の取得を行っている企業に限ると 2.24% である。平均を上回る自己株取得が行われた期間は 2006 年から 2008 年である。好況期であったことに加え、Franks *et al.* (2016) で指摘されているように、2005 年から 2008 年にかけてアクティヴィスト・ファンドによる買収の脅威が高まり、株式の持ち合い解消を受けて株式の所有構造を調整しようとする動きがあったためであると考えられる。リーマン・ショック後の不況期であった 2009 年度から 2013 年度にかけては、自己株式の取得割合は平均で 0.16% から 0.26% と低い水準で推移している。ファイナンスの理論上はキャッシュフローの圧縮を動機として自己株式の取得を実施しているため、多くの企業の業績が芳しくなかった時期であることと整合的である。

株式数に占める自己株式取得割合は、 t 期における取得自己株式数の t 期首発行済株式数（自己株式を除く）に占める割合 (%) とする。株式数に占める自己株式取得割合の全

期間における平均は **0.32%**、自己株式の取得を行った企業に限ると **2.17%**である。2007 年から 2008 年では平均で **0.48%**から **0.62%**と高い水準であり、2009 年度から 2013 年度にかけては低水準、2014 年度以降はまた高い水準である。

また、自己株式取得を実施した企業を示す変数である自己株式取得ダミーを{1=t 期中で自己株式を取得, 0=t 期中で自己株式取得せず}とした。全期間における自己株式取得企業の割合は **14.9%**である。自己株式を取得した企業の割合も同様に推移している。

表 2 自己株式取得に関する記述統計量

A: 自己株式取得に関する統計量	N	mean	sd	min	p1	p5	p25	p50	p75	p95	p99	max
自己株式取得ダミー	16670	0.15	0.36	0	0	0	0	0	0	1	1	1
金額に占める自己株式取得割合	16670	0.33	1.16	0	0	0	0	0	0	2.46	5.89	43.89
株式数に占める自己株式取得割合	16670	0.32	1.08	0	0	0	0	0	0	2.37	5.39	14.97
うち自己株式取得実施企業												
金額に占める自己株式取得割合	2483	2.24	2.18	0.00	0.04	0.21	0.75	1.59	3.06	6.59	8.44	43.89
株式数に占める自己株式取得割合	2483	2.17	1.95	0.00	0.03	0.21	0.81	1.67	2.89	6.06	9.56	14.97
B: 議決権行使の判断基準に関する統計量	N	mean	sd	min	p1	p5	p25	p50	p75	p95	p99	max
ROE	16670	5.24	10.16	-173.74	-35.60	-10.48	2.61	5.75	9.65	17.74	27.29	90.91
ROE5%ダミー	16670	0.03	0.17	0	0	0	0	0	0	0	1	1
INST	16540	20.08	16.25	0	0.04	0.38	6.58	16.11	30.91	51.22	63.06	85.60
INST30ダミー	16670	0.27	0.44	0	0	0	0	0	1	1	1	1
C: コントロール変数に関する統計量	N	mean	sd	min	p1	p5	p25	p50	p75	p95	p99	max
DIV	16670	0.91	0.29	0	0	0	1	1	1	1	1	1
CH	16525	0.13	0.09	0.00	0.01	0.02	0.06	0.11	0.18	0.32	0.43	0.85
MB	16196	1.22	1.95	-1.02	0.32	0.42	0.68	0.98	1.45	2.75	4.46	214.02
LEV	16203	2.73	1.90	1.06	1.16	1.25	1.63	2.17	3.15	6.10	10.53	84.40
RTN	16423	2.44	60.07	-582.74	-155.94	-94.66	-28.88	1.61	31.28	106.41	171.18	755.31
TRS	16533	2.30	3.69	0	0	0	0.01	0.36	3.31	10.17	16.85	55.30
D: 自己株式取得状況の推移	N	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
自己株式取得ダミー	mean	0.15	0.15	0.23	0.23	0.09	0.13	0.13	0.12	0.09	0.12	0.19
	sd	0.35	0.36	0.42	0.42	0.29	0.34	0.34	0.33	0.28	0.32	0.40
金額に占める自己株式取得割合	mean	0.29	0.39	0.58	0.57	0.16	0.22	0.23	0.26	0.22	0.31	0.49
	sd	1.00	1.20	1.47	1.48	0.74	0.83	0.85	1.05	1.39	1.14	1.38
株式数に占める自己株式取得割合	mean	0.24	0.29	0.48	0.62	0.19	0.26	0.30	0.29	0.21	0.30	0.46
	sd	0.85	0.91	1.19	1.55	0.83	0.90	1.06	1.00	1.00	1.12	1.39

(注) 分析対象は 2006 年 3 月期決算から 2016 年 3 月期決算までの金融事業法人を除く東証第一部上場企業。

(出所) QUICK Astra manager, 日経 NEEDS-Cges などに基づき筆者作成。

第二項 推計モデル

本項では、ROE5%をわずかに上回った企業の自己株式取得の実施の有無・実施規模を検討するための推計モデルを説明する。第一に、全期間（2005 年度から 2015 年度）を通じて自己株式取得の有無に ROE 基準が影響を与えているかを明らかにするために、両者の関係を推計する。使用する推計モデル（2）は以下の通りである。

$$Repurchases_{it} = \text{Logit}(ROE5\% \text{ダミー}_{it}, ROE_{it}, Y14 \text{ダミー}_{it}, INST_{it-1}, controls_{it-1}) \quad \dots (2)$$

推計における被説明変数 ($Repurchases_{it}$) は企業 i の t 期における自己株式取得の有無 (自己株式取得 $ダミー_{it} = \{ 1=t \text{ 期中で自己株式を取得, } 0=t \text{ 期中で自己株式取得せず} \}$) とした。したがって非線形の関係となるため、ロジスティック分布を用いた **Logit** モデルを用いて分析を行う。ROE 基準が企業の自己株式取得の選択に影響を与えている際には、ROE5%ダミーの係数は正であると予想される。また、ROE 基準が自己株式取得に影響を与える傾向が顕著であるかを確認するために、2014 年度以降の企業群に限って同様の推計を実施する。

第二に、全期間における自己株式取得の規模と ROE 基準の関係を明らかにするために、ROE が 5%をわずかに上回った企業の自己株式取得の規模を金額ベース・株式数ベースで確認する。使用する推計モデル (3) は以下の通りである。

$$Repurchases_{it} = \text{Tobit}(ROE5\% \text{ダミー}_{it}, ROE_{it}, Y14 \text{ダミー}_{it}, INST_{it-1}, controls_{it-1}) \quad \dots (3)$$

被説明変数 ($Repurchases_{it}$) を金額に占める自己株式取得割合、株式数に占める自己株式取得割合とする。被説明変数の範囲が 0 以上 100 以下に限定されることから、**Tobit** モデルを用いて分析を行う。ROE 基準が企業の自己株式取得の規模に影響を与えている場合には、ROE5%ダミーの係数は正であると予想される。続けて、(2) と同様に、ROE 基準が自己株式取得の規模に影響を与える傾向が顕著であるかを確認するために、2014 年度以降の企業群に限って推計を実施する。

次に、(2) (3) のモデルで使用する変数について説明する。

まず、議決権行使の判断基準に関する変数の定義する。ROE は、 t 期末純利益を t 期末自己資本で除した割合 (%) とした。全期間における ROE の平均は 5.24%である。また、ROE5%ダミーは、ROE が 5%をわずかに上回った企業を示す変数である。ROE5%ダミーの定義は $\{ 1=t \text{ 期末 ROE が } 5\% \text{以上, } 5.4\% \text{未満の企業, } 0=t \text{ 期末 ROE が } 5\% \text{未満, } 5.4\% \text{以上の企業} \}$ とした。ROE が 5%以上 5.4%未満であるのは観測値の 3.2%である。経営者が「期末 ROE が基準 (ROE5%) を満たさない」と予想したために自己株式の取得を行った場合、第三節二項で確認した自己株式取得による ROE の上昇値を考慮すると、自己株式

式を取得した期末の ROE は 5%から 5.4%程度であると考えられる。したがって、自己株式取得後 ROE が 5%から 5.4%程度の企業の一部が、ROE 基準をクリアするための自己株式の取得を行っている可能性がある。正確を期するためには経営者の予想期末 ROE を使うべきだが、経営者の予想期末 ROE をデータとして入手することは困難である。したがって、「経営者が ROE 基準をクリアできないと予想し、ROE 基準をクリアするために ROE を上昇させることを目的として自己株式の取得を行った」結果のあらわれとして、本研究では代替的に ROE5%ダミーを用いる。したがって、ROE5%ダミーの係数は正であると予想される。

議決権行使基準変更ダミーは、議決権行使の判断基準に ROE 基準が設定された 2014 年度以降を示す変数である。議決権行使基準変更ダミー (Y14dummy) は{1=2014,2015 年度, 0=2013 年度以前}と定義した。2014 年度以降は ROE 基準をクリアしようとする傾向がより強く表れると考えられる。したがって、議決権行使基準変更ダミーの係数は正であると予想される。

また、機関投資家持株比率は、機関投資家の影響力を示す変数である。機関投資家持株比率 (INST) は国内機関投資家 (年金信託, 投資信託, 生保特別勘定) と海外機関投資家を合わせた持株比率 (%) とする。機関投資家と機関投資家への影響力をもつ議決権行使助言会社が ROE 基準を用いるため、機関投資家の影響を色濃く受ける企業は ROE 基準をクリアしようとするインセンティブがあると考えられる。したがって、機関投資家の持株比率の係数はともに正であると考えられる。

続いて、企業特性を示す説明変数 (controls) の定義を説明する。自己株式取得のコントロール変数として、Almeida *et al.* (2016) を参考に以下の変数を採用した。なおコントロール変数は、内生性バイアスの問題に対応するために、 $t-1$ 期末 (t 期首) のデータを使用する。

前年度配当ダミーは、配当代替仮説、あるいは日本企業においては配当に積極的な企業は自己株式の取得にも積極的であることを示す。前年度配当ダミー (DIV) の定義は{1= $t-1$ 期にて配当を実施, 0= $t-1$ 期にて無配当}とした。本研究は日本企業を対照としていることから、この説明変数の係数は正になることが予想される。記述統計量を確認すると、前年度に配当を実施している観測値は 90.7%である。

現金保有比率は、 t 期首における現金保有の程度を示しており、手元資金の指標である。現金保有比率 (CH) は t 期首における保有現金を t 期首における総資産で除した比率 (%)

とした。フリーキャッシュフロー仮説と自己株式取得は手元資金の還元として位置づけられていることを考慮すると、手元資金の多い企業は自己株式取得を行う可能性が高い。したがって、先行研究の理論に基づけば現金保有比率の係数は正になることが予想される。一方で、本研究では手元資金が少ない企業（あるいは業績が悪い企業、ROEの低い企業）でも自己株式取得を行っている点に着目しており、現金保有比率の係数は負あるいは現金保有比率自身に有意な関係が確認できない可能性がある。現金保有比率の観測値は13.17%である。

時価簿価比率は、 t 期首に市場において企業が過小評価を受けているか否かを示す変数であり、過小評価仮説を示している。時価簿価比率（MB）は t 期首における時価総額を t 期首における簿価で除した比率（%）とした。第二節二項で述べたように、わが国においては自己株式取得に対する市場の短期・長期的影響の研究結果はアメリカにおいての先行研究の結果と反して曖昧であるため、時価簿価比率の係数は正・負いずれでも説明的である。時価簿価比率の平均は1.22である。

レバレッジは負債と自己資本の比率を示す変数である。レバレッジ（LEV）は t 期首における負債を t 期首における自己資本で除した比率（%）とした。負債比率を高めるために自己株式の取得を行っているという最適資本構成仮説に基づくと、負債比率の低い企業が自己株式取得を行っているため、レバレッジの係数は負であると予想される。観測値におけるレバレッジの平均は2.73である。

株価リターンは、株式の収益率を示す指標である。株価リターン（RTN）は $t-1$ 期の1年間の株式トータルリターン（%）とした。時価簿価比率と同様に、過小評価仮説を示す変数である。係数は正・負いずれも予想でき、観測値における平均は2.44%である。

保有自己株式比率は、金庫株の割合を示している。自己株式保有比率（TRS）は t 期首における保有自己株式（金庫株）の t 期首における発行済株式数（自己株式を除く）に占める割合（%）とした。花枝・芹田（2008）によれば、自己株式の取得を経験した企業ほど自己株式取得に対して正しく理解している。同論文によれば、自己株式取得の柔軟性のために、一時的に増加した利益や使途の決まっていない余剰資金は配当増ではなく自己株式の取得によって株主還元を実施することが望ましいとされている。また、最適資本構成を求めて自己株式を取得した場合、金庫株として保有する可能性がある。外部金融より内部金融を選好するというペckingオーダー仮説（Myers and Majluf, 1984）を考慮すると、企業は自己株式を消却せず金庫株として保有し続けると考えられる。多くの企業が自

己株式取得の理由を「資本効率の向上と機動的な資本政策の実施」としていることを鑑みると、取得した自己株式を金庫株として保有し続ける可能性は高い。したがって、過去に自己株式取得を実施した企業は再び自己株式の取得を行う可能性があることから、保有自己株式比率の係数は正だと予想される。保有自己株式比率の観測値の平均は **2.3%** である。

第三項 推計結果

前項で説明した推計モデル (2) (3) の推計結果は表 3 に整理した。表 3 (1) は全期間を通じて行った推計モデル (2) の結果を示している。ROE5%ダミーの係数は **0.247** であり、**5%**水準で有意であることから、ROE が **5%**をわずかに上回った企業は平均的な企業と比べて自己株式取得を実施する可能性が **0.247** 高くなる。ROE5%以外のコントロール変数は概ね先行研究に基づいた予想と同一であることから、適当な結果であると考えられる。自己株式を取得する否かという点において、ROE5%をわずかに上回ったことが自己株式取得に正の影響を与えていることが確認できた。表 3 (4) はサンプルを 2014 年以降の期間に限定した推計の結果を示している。ROE5%ダミーの限界効果は **0.731** であり、**1%**水準で有意であることから、(1) と比べて効果はるかに強く顕れている。

次に、表 3 (2) (3) は推計モデル (3) の結果で、限界効果を記述している。表 3 (2) の示す ROE5%ダミーの限界効果 **0.496** は **5%**水準で有意であることから、ROE5%をわずかに上回る企業は **0.496** ポイント多く金額ベースの自己株式の取得を実施していることがわかる。また表 3 (3) は株式数に占める自己株式取得割合を被説明変数として分析を行った結果の限界効果を記述している。ROE5%ダミーの限界効果は **0.444** で **10%**水準であり、ROE5%をわずかに上回る企業は **0.444** ポイント多い自己株式取得を実施していることが分かる。以上の結果より、金額・株式数の両側面からほぼ同一の影響力を有していると考えられる。

表 3 推計結果 (1)

期間 分析方法 説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	2005年度から2015年度		Tobit		Logit		2014年度から2015年度		Tobit			
	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己 株式取得せず]	金額に占める自己株 式取得割合	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己 株式取得せず]	金額に占める自己 株式取得割合	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己 株式取得せず]	金額に占める自己株 式取得割合	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己 株式取得せず]	金額に占める自己 株式取得割合	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己 株式取得せず]	金額に占める自己株 式取得割合	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己 株式取得せず]	金額に占める自己 株式取得割合
ROE5%ダミー	0.247** (0.123)	0.496** (0.250)	0.444* (0.255)	0.731*** (0.267)	1.749*** (0.637)	1.687*** (0.642)						
ROE(%)	0.0151*** (0.00366)	0.0378*** (0.00725)	0.0325*** (0.00732)	0.0216* (0.0115)	0.0603*** (0.0266)	0.0451* (0.0264)						
議決権行使基準変更ダミー	0.47*** (0.118)	0.738*** (0.237)	0.762*** (0.242)									
機関投資家持株比率(%)	0.0220*** (0.00153)	0.0478*** (0.00313)	0.0470*** (0.00321)	0.0286*** (0.00368)	0.0676*** (0.00877)	0.0664*** (0.00891)						
前年度配当ダミー	1.488*** (0.205)	2.518*** (0.329)	2.534*** (0.333)	2.383** (1.016)	4.922*** (1.816)	4.870*** (1.812)						
現金保有(%)	1.135*** (0.284)	2.792*** (0.561)	2.672*** (0.573)	0.271 (0.668)	1.423 (1.528)	1.609 (1.542)						
時価簿価比率	0.0445 (0.0401)	0.298*** (0.0779)	-0.0744 (0.0824)	-0.0665 (0.100)	0.167 (0.223)	-0.325 (0.235)						
レバレッジ	-0.152*** (0.0223)	-0.280*** (0.0395)	-0.275*** (0.0405)	-0.303*** (0.0750)	-0.612*** (0.149)	-0.577*** (0.150)						
株価リターン(%)	-0.00159*** (0.000528)	-0.00305*** (0.00104)	-0.00291*** (0.00107)	-0.00266** (0.00129)	-0.00647** (0.00295)	-0.00612** (0.00300)						
自己株式保有比率(%)	0.123*** (0.00574)	0.251*** (0.0123)	0.262*** (0.0125)	0.0980*** (0.0127)	0.225*** (0.0311)	0.244*** (0.0312)						
Constant	-3.940*** (0.242)	-8.247*** (0.433)	-7.891*** (0.439)	-4.831*** (1.056)	-11.71*** (1.961)	-11.25*** (1.958)						
Observations	15,114	15,114	15,114	2,456	2,456	2,456						
Year dummy	YES	YES	YES	YES	YES	YES						
Pseudo R-squared	0.112	0.0745	0.0687	0.121	0.0740	0.0709						

(注) サンプル数は2,456で、非金融事業法人の東証第一部上場企業を対象とした。(1) (4) の分析はLogitモデルを、(2) (3) (5) (6) の分析はTobitモデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段は標準誤差を示している。*** は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で有意であることを示している。

続けて、推計モデル (2) (3) を用いて、分析の期間を 2014 年度から 2015 年度に限定して分析を行った。表 3 (5) は金額に占める自己株式取得割合を被説明変数として Tobit モデルを用いて分析を行った結果で、限界効果を記述している。ROE5%ダミーの限界効果 1.749 は 1%水準で有意であり、ROE5%をわずかに上回る企業は 1.749 ポイント多く自己株式の取得を実施している。また表 3 (6) は株式数に占める自己株式取得割合を被説明変数として分析を行った結果の限界効果を記述している。ROE5%ダミーの限界効果は 1.687 で 1%水準であることから、ROE5%をわずかに上回る企業は 1.687 ポイント多い自己株式取得を実施していることが分かる。全期間を対象にした際の同変数の限界効果は 0.444 であったことから、2014 年度以降はそれ以前とくらべて 1.243 効果が大きいことが確認できる。(5) と (6) は時価簿価比率の結果に差があるが、コントロール変数としては概ね予想通りの結果であると言える。

以上の結果より、金額・株式数の両側面からほぼ同一の影響力を有しており、また全期間を対象とした場合よりも 2014 年度以降の結果がより明確に「ROE 基準をわずかに上回った企業は自己株式の取得を実施し、また自己株式取得の割合も大きい」という傾向を明らかにしたと捉えることができる。

表 3 より、ROE5%をクリアしようとする傾向は 2005 年度から存在していたが、2014 年に ROE 基準が明示された後は ROE5%というラインが明らかに自己株式取得という財務政策の選択・実施規模に影響を与えていると言ってよいだろう。

第四項 機関投資家の影響

次に、影響力を持つ機関投資家の存在が、自己株式の取得によって ROE 基準を上回るインセンティブになっているか否かをテストする。2005 年度から 2015 年度の全期間について、機関投資家持株比率が 30%以上であるグループと、機関投資家比率が 30%未満のグループの 2 グループに分けて推計を行った。機関投資家の株式保有比率が 30%以上である場合に、その発言力は大きくなるとされており、本研究でもこれに倣い機関投資家比率 30%を閾値として扱う。同節三項での分析と同様に、自己株式取得の有無、金額・株式数ベースでの自己株式取得割合について分析を行った。推計式 (4) (5) は以下の通りである。

$$\begin{aligned}
& Repurchases_{it} \\
& = \text{Logit}\left(ROE5\% \text{ダミー}_{it}, ROE_{it}, Y14 \text{ダミー}_{it}, INST30 \text{ダミー}_{it-1}, controls_{it-1}\right) \\
& \dots (4)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& Repurchases_{it} \\
& = \text{Tobit}\left(ROE5\% \text{ダミー}_{it}, ROE_{it}, Y14 \text{ダミー}_{it}, INST30 \text{ダミー}_{it-1}, controls_{it-1}\right) \\
& \dots (5)
\end{aligned}$$

(4)に基づき、被説明変数(Repurchases)を自己株式取得ダミーとして、また(5)に基づき被説明変数を金額・株式数ベースでの自己株式取得割合としてそれぞれ推計を行う。なお、期首の機関投資家比率が30%以上である観測値は4051(全体の26.8%)、30%未満である観測値は11,063(全体の73.2%)である。

表4(1)は、機関投資家比率が30%以上グループのLogit分析の結果である。ROE5%ダミーの係数は0.548で1%水準で有意であることから、ROEが5%をわずかに上回った企業は平均的な企業と比べて自己株式取得を実施する可能性が0.548高い。一方で、表4(4)に示した機関投資家30%未満グループのLogit分析の結果では、ROE5%ダミーの係数は統計的に有意ではない。

表4(2)は、機関投資家比率が30%以上グループの金額ベースでの自己株式取得の割合を被説明変数としたTobit分析の結果である。ROE5%ダミーの係数は1.178で1%水準で有意であることから、ROEが5%をわずかに上回った企業は平均的な企業と比べて自己株式の取得割合が1.178ポイント高い。自己株式の取得を行った企業の、金額ベースでの自己株式取得割合の平均が2.24%であることを考えると、機関投資家の強い影響下にある企業にとってROE5%は重要な基準であることが伺える。一方で、表4(5)では機関投資家30%未満グループの金額ベースでの自己株式取得の割合を被説明変数としたTobit分析の結果を示した。機関投資家30%未満グループでは、ROE5%ダミーの係数は統計的に有意ではない。

表4(3)は機関投資家比率が30%以上グループの株式数ベースでの自己株式取得の割合を被説明変数としたTobit分析の結果で、限界効果を記述している。ROE5%ダミーの係数は0.946、1%水準で有意であることから、ROEが5%をわずかに上回った企業は平均的な企業と比べて自己株式の取得割合が0.946ポイント高い。自己株式の取得を行った企業

の、株式数ベースでの自己株式取得割合の平均が 2.17%であることを考えると、機関投資家の強い影響下にある企業にとって ROE5%は重要な基準であることが伺える。一方で、表 4 (6) では機関投資家 30%未満グループの金額ベースでの自己株式取得の割合を被説明変数とした Tobit 分析の結果で、限界効果を示した。機関投資家 30%未満グループでは、ROE5%ダミーの係数は統計的に有意ではない。

以上の結果は機関投資家保有比率の閾値を 30%として 2 グループに分けて推計を行ったが、同様の手法で機関投資家保有比率の閾値を 20%、40%として推計を行った。機関投資家保有比率が 20%以上のグループのサンプル数は 6,540 (全体の 43.27%)、20%未満は 8,574 (全体の 56.73%) である。また機関投資家保有比率が 40%以上のグループのサンプル数は 2,178 (全体の 14.41%)、40%未満のグループは 12,936 (全体の 85.59%) である。表 5 (1) から (6) および表 6 (1) から (6) は推計結果である。閾値を 30%とした推計の結果と同じく、いずれも閾値を超えたグループで ROE5%ダミーが有意であった。また閾値の値が 20%、30%、40%と高くなると、ROE5%ダミーの係数と有意水準が高い。

本項の結果より、機関投資家の保有比率が高いグループは、そうでないグループと比べて、ROE が 5%をわずかに上回っていることが自己株式取得という財務政策を選択させ、自己株式取得の水準が大きくなると言える。こうした結果は、機関投資家の影響下にある企業が自己株式取得を通じて名目的に ROE を上昇させようとしているためであると考えられる。機関投資家の保有比率が高いことが、結果的に ROE が 5%をわずかに上回った企業にとって自己株式を取得するインセンティブとなっている可能性がある。2014 年度以降のみに期間を限ると、未だサンプルサイズが小さいため、信頼に足る推計を行うことが難しい。しかし、今後サンプルサイズが拡大することで、2014 年度以降に範囲を限定して同様の推計を行えば、機関投資家の影響と ROE5%をわずかに上回ることが自己株式取得に与える影響がより明確に表れるのではないかと推測される。

表 4 推計結果 (2)

分析方法	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	Logit		機関投資家比率30%以上 Tobit				Logit		機関投資家比率30%未満 Tobit			
説明変数	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己株式取得せず]		金額に占める自己株式 取得割合		株式数に占める自己株式 取得割合		自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己株式取得せず]		金額に占める自己株式 取得割合		株式数に占める自己株式 取得割合	
ROE5%ダミー	0.548*** (0.203)	1.178*** (0.454)	0.946** (0.395)	0.0816 (0.159)	0.170 (0.297)	0.151 (0.337)						
ROE(%)	0.0260*** (0.00668)	0.0657*** (0.0148)	0.0481*** (0.0127)	0.0111** (0.00435)	0.0312*** (0.00810)	0.0301*** (0.00912)						
議決権行使基準改革ダミー	0.237 (0.191)	0.0754 (0.428)	0.158 (0.375)	0.590*** (0.152)	0.964*** (0.283)	1.025*** (0.322)						
前年度配当ダミー	0.985** (0.479)	2.366** (0.950)	1.871** (0.801)	1.742*** (0.228)	2.752*** (0.336)	3.067*** (0.382)						
現金保有(%)	0.928** (0.471)	2.689*** (1.019)	2.018** (0.891)	1.086*** (0.357)	2.537*** (0.660)	2.770*** (0.750)						
時価簿価比率	-0.0705 (0.0606)	0.0553 (0.132)	-0.331*** (0.118)	0.227*** (0.0506)	0.610*** (0.0942)	0.340*** (0.111)						
レバレッジ	-0.296*** (0.0441)	-0.593*** (0.0837)	-0.508*** (0.0731)	-0.138*** (0.0260)	-0.247*** (0.0438)	-0.274*** (0.0502)						
株価リターン(%)	-0.000864 (0.000888)	-0.00283 (0.00197)	-0.00223 (0.00173)	-0.00217*** (0.000669)	-0.00349*** (0.00123)	-0.00374*** (0.00140)						
自己株式保有比率(%)	0.0744*** (0.0107)	0.170*** (0.0240)	0.153*** (0.0208)	0.144*** (0.00680)	0.280*** (0.0141)	0.320*** (0.0159)						
Constant	-1.837*** (0.528)	-5.030*** (1.067)	-3.611*** (0.904)	-4.197*** (0.279)	-8.067*** (0.477)	-8.694*** (0.541)						
Observations	4,051	4,051	4,051	11,063	11,063	11,063						
Year dummy	YES	YES	YES	YES	YES	YES						
Pseudo R-squared	0.0729	0.0444	0.0420	0.106	0.0712	0.0671						

(注) サンプル数は 2,456 で、非金融事業法人の東証第一部上場企業を対象とした。(1) (4) の分析は Logit モデルを、(2) (3) (5) (6) の分析は Tobit モデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段は標準誤差を示している。*** は 1%水準で、**は 5%水準で、*は 10%水準で有意であることを示している。

表 5 推計結果 (3)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Logit	機関投資家比率20%以上 Tobit		Logit	機関投資家比率20%未満 Tobit	
FY2005-FY2015	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自 己株式取得せず]	金額に占める自己株式 取得割合	株式数に占める自己株 式取得割合	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自 己株式取得せず]	金額に占める自己株式 取得割合	株式数に占める自己株 式取得割合
ROE%ダミー	0.383** (0.163)	0.844** (0.349)	0.758** (0.325)	0.0576 (0.194)	0.109 (0.359)	0.0220 (0.416)
ROE(%)	0.0226*** (0.00534)	0.0549*** (0.0113)	0.0437*** (0.0104)	0.00850* (0.00501)	0.0278*** (0.00937)	0.0271** (0.0107)
議決権行使基準改革ダミー	0.396** (0.155)	0.403 (0.332)	0.474 (0.313)	0.514*** (0.185)	0.871** (0.342)	0.903** (0.393)
前年度配当ダミー	1.391*** (0.428)	2.728*** (0.753)	2.460*** (0.688)	1.644*** (0.235)	2.599*** (0.353)	2.922*** (0.408)
キャッシュ/総資産(%)	0.957** (0.378)	2.712*** (0.789)	2.305*** (0.742)	1.095** (0.435)	2.435*** (0.796)	2.786*** (0.917)
時価簿価比率	0.00492 (0.0503)	0.252** (0.105)	-0.169* (0.101)	0.236*** (0.0605)	0.600*** (0.112)	0.378*** (0.134)
レバレッジ	-0.268*** (0.0354)	-0.527*** (0.0657)	-0.475*** (0.0616)	-0.102*** (0.0287)	-0.186*** (0.0490)	-0.216*** (0.0570)
株価リターン(%)	-0.000975 (0.000709)	-0.00241 (0.00150)	-0.00222 (0.00141)	-0.00257*** (0.000810)	-0.00406*** (0.00148)	-0.00417** (0.00172)
保有自己株式(金額)/発行済	0.0845*** (0.00824)	0.180*** (0.0178)	0.173*** (0.0166)	0.154*** (0.00799)	0.302*** (0.0170)	0.351*** (0.0195)
Constant	-2.600*** (0.465)	-6.038*** (0.851)	-5.054*** (0.780)	-4.267*** (0.303)	-8.226*** (0.540)	-9.005*** (0.621)
Observations	6,540	6,540	6,540	8,574	8,574	8,574
Year dummy	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R-squared	0.0753	0.0468	0.0432	0.108	0.0734	0.0706

(注) サンプル数は 2,456 で、非金融事業法人の東証第一部上場企業を対象とした。(1) (4) の分析は Logit モデルを、(2) (3) (5) (6) の分析は Tobit モデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段は標準誤差を示している。*** は 1%水準で、**は 5%水準で、*は 10%水準で有意であることを示している。

表 6 推計結果 (4)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Logit	機関投資家比率40%以上 Tobit		Logit	機関投資家比率40%未満 Tobit	
FY2005-FY2015	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己株式取得せず]	金額に占める自己株式 取得割合	株式数に占める自己株式 取得割合	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0=自己株式取得せず]	自己株式取得金額/ 期初総資産(%)	取得自己株式数/ 期初発行済株式数 (%)
ROE5%ダミー	1.002*** (0.274)	1.971*** (0.612)	1.627*** (0.488)	0.0405 (0.144)	0.0934 (0.276)	0.0546 (0.303)
ROE(%)	0.0215*** (0.00896)	0.0634*** (0.0206)	0.0422*** (0.0161)	0.0152*** (0.00401)	0.0377*** (0.00764)	0.0353*** (0.00832)
議決権行使基準改革ダミー	0.166 (0.264)	0.00236 (0.606)	0.00344 (0.487)	0.483*** (0.133)	0.718*** (0.255)	0.779*** (0.281)
前年度配当ダミー	1.052 (0.739)	2.415* (1.452)	2.008* (1.157)	1.728*** (0.213)	2.875*** (0.327)	3.075*** (0.358)
キャピタル/総資産(%)	0.984 (0.641)	3.016*** (1.421)	2.132* (1.142)	0.986*** (0.317)	2.340*** (0.602)	2.453*** (0.663)
時価簿価比率	-0.00354 (0.0805)	0.153 (0.180)	-0.230 (0.147)	0.173*** (0.0435)	0.526*** (0.0836)	0.221** (0.0952)
レバレッジ	-0.449*** (0.0661)	-0.923*** (0.135)	-0.726*** (0.108)	-0.137*** (0.0234)	-0.258*** (0.0404)	-0.276*** (0.0447)
株価リターン(%)	-0.00236* (0.00124)	-0.00764*** (0.00284)	-0.00592*** (0.00229)	-0.00159*** (0.000586)	-0.00245*** (0.00111)	-0.00261*** (0.00123)
保有自己株式(金額)/発行済株式総額(%)	0.0719*** (0.0159)	0.186*** (0.0357)	0.154*** (0.0285)	0.134*** (0.00613)	0.264*** (0.0129)	0.295*** (0.0141)
Constant	-1.531* (0.794)	-4.438*** (1.601)	-3.011*** (1.276)	-3.968*** (0.256)	-7.849*** (0.446)	-8.152*** (0.488)
Observations	2,178	2,178	2,178	12,936	12,936	12,936
Year dummy	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R-squared	0.101	0.0600	0.0592	0.0961	0.0632	0.0594

((注) サンプル数は 2,456 で、非金融事業法人の東証第一部上場企業を対象とした。(1) (4) の分析は Logit モデルを、(2) (3) (5) (6) の分析は Tobit モデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段は標準誤差を示している。*** は 1%水準で、**は 5%水準で、*は 10%水準で有意であることを示している。

第五項 特定期間連続して ROE 基準をクリアできない場合への対処

続いて、複数期にわたって ROE 基準をクリアできない場合（あるいはクリアできないと予想された場合）に、自己株式取得が行われているかを確認する。

第三項一節で述べたように、取締役選任議案に反対する ROE 基準は当期の ROE が 5% を下回るだけでなく、複数期に渡り ROE が基準を下回ることを定めている機関投資家・議決権行使助言会社は多い。たとえば、ISS は「過去 5 年間の ROE」を対象とし、三菱信託銀行や三井住友トラスト・アセットマネジメントや三井住友アセットマネジメントなどの国内機関投資家の多くは「直近 3 期連続の ROE」を対象としている。したがって、日本企業の経営者には直近 3 期連続で ROE が 5% を下回らないような行動を取るインセンティブが存在していると考えることができる。この仮説を検証するために、本節では $t-1$ 期あるいは $t-2$ から $t-1$ 期で ROE が 5% を下回った企業が t 期に名目的に ROE を 5% 以上に引き上げようとする自己株式取得を実施しているかの推計を行う。期間は機関投資家が ROE 基準を設定した 2014 年度以降を対象とする。

推計モデルは、モデル (2) (3) の ROE5%ダミーを ROE 連続ダミーに変更したモデルを用いる。ROE 連続ダミーとは、過去 ROE 基準がクリアできなかったことを示すダミー変数である。本項で用いる新たな推計モデルは以下の通りである。

$$\begin{aligned} & Repurchases_{it} \\ &= \text{Logit}\left(ROE\text{連続ダミー}_{it}, ROE_{it}, Y14 \text{ ダミー}, INST30 \text{ ダミー}_{it-1}, controls_{it-1}\right) \\ & \dots (6) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & Repurchases_{it} \\ &= \text{Tobit}\left(ROE\text{連続ダミー}_{it}, ROE_{it}, Y14 \text{ ダミー}, INST30 \text{ ダミー}_{it-1}, controls_{it-1}\right) \\ & \dots (7) \end{aligned}$$

ROE 連続ダミーは、以下のように定義する。

<過去 ROE 基準がクリアできなかったことを示すダミー変数>

ROEBG ダミー: {1=t-1 期 ROE が 5%未満かつ t 期の ROE が 5%以上 5.4%未満, 0=t-1 期 ROE が 5%以上あるいは t 期の ROE が 5%未満, 5.4%以上}

ROEBBG ダミー: {1=t-2 期 ROE が 5%未満かつ t-1 期 ROE が 5%未満かつ t 期の ROE が 5%以上 5.4%未満, 0= t-2 期 ROE が 5%以上あるいは t-1 期 ROE が 5%以上あるいは t 期の ROE が 5%未満, 5.4%以上}

ROEBG ダミーは「t-1 期は ROE 基準を下回った (Bad) が t 期は ROE 基準をわずかに上回った (Good) こと」を示すダミー変数である。本節で用いる 2014 年度から 2015 年度でのサンプル数 2,456 における ROEBG ダミーの平均は 0.137, 中央値は 0 である。2 期連続で ROE5%未満を反対の基準とする機関投資家・議決権行使助言会社の存在は確認できていないが、業績が不安定な場合でも ROE が基準をクリアできる可能性があれば、将来の保険として ROE を名目的に 5%以上に引き上げる行動を取ると考えられる。したがって、ROEBG ダミーは自己株式取得という財務政策の選択および自己株式の取得水準に正の影響を与えると予想される。

ROEBBG ダミーは「t-2 期と t-1 期で連続して ROE 基準を下回った (Bad) が t 期は ROE 基準をわずかに上回った (Good) こと」を示すダミー変数である。本節で用いる 2014 年度から 2015 年度でのサンプル数 2,456 における ROEBBG ダミーの平均は 0.085, 中央値は 0 である。国内機関投資家の多くが 3 期連続で ROE が 5%を下回ると原則として取締役選任議案に反対する方針であることから、企業は 3 期連続で ROE が 5%を下回らないよう行動するインセンティブが存在していると考えられる。したがって、ROEBBG ダミーは自己株式の取得および取得水準に正の影響を与え、またその効果は ROEBG ダミーよりも大きいと考えられる。

推計は本節第二項と同様の手法を用いる。表 7 (1) は自己株式の取得の有無と ROEBG ダミーの関係を Logit 分析で推計した結果である。ROEBG ダミーの限界効果は 1.025 で、5%水準で有意である。前期の ROE が 5%を下回ったが当期 ROE が 5%をわずかに上回った企業は、そうでない企業と比べて自己株式取得を選択する確率が 1.025 ポイント高い。また、表 7 (2) は金額ベースの自己株式取得割合と ROEBG ダミーの関係を Tobit モデルで推計した結果である。ROEBG ダミーの限界効果は 2.544 で、1%水準で有意である。前

期の ROE が 5%を下回ったが当期 ROE が 5%をわずかに上回った企業は、そうでない企業と比べて、金額ベースの自己株式取得割合が 2.544 ポイント多いことを示している。同様に、表 7 (3) は株式数ベースの自己株式取得割合と ROEBG ダミーの関係を Tobit モデルで推計した結果である。ROEBG ダミーの限界効果は 2.053 で、5%水準で有意である。前期の ROE が 5%を下回ったが当期 ROE が 5%をわずかに上回った企業は、そうでない企業と比べて、株式数ベースの自己株式取得割合が 2.053 ポイント多いことを示している。以上の結果は、いずれもコントロール変数の結果は概ね予想通りである。ただし、時価簿価比率の係数の結果は安定していない。2014 年度から 2 年間の結果のみを対象としており、サンプル数が十分な大きさに達していないためであると考えられる。しかし、時価簿価比率については正・負いずれも可能性が考えられるため、本節の結果は妥当であると判断した。

以上が表 7 (1) から (3) の結果である。この結果から、機関投資家が ROE 基準を定めて以降、前期の ROE が 5%を下回ったが当期 ROE が 5%をわずかに上回った企業はそうでない企業と比べて自社株買いを選択する確率および自己株式の取得の水準が金額・株式数ベースで大きいと確認された。2 期連続で ROE が基準を下回ることを嫌った経営者が、自己株式取得を通じて名目的に ROE を引き上げた可能性があると考えられる。

続いて、ROEBBG ダミーの推計結果を確認する。推計は ROEBBG ダミーと同様の手法を用いる。表 7 (4) は自己株式の取得の有無と ROEBBG ダミーの関係を Logit 分析で推計した結果である。ROEBBG ダミーの限界効果は 1.473 で、1%水準で有意である。前期の ROE が 5%を下回ったが当期 ROE が 5%をわずかに上回った企業は、そうでない企業と比べて自己株式取得を選択する確率が 1.473 ポイント高い。また、表 7 (1) の結果と比較すると、ROEBG ダミーより ROEBBG ダミーの効果が 0.449 ポイント大きいことが分かった。また、表 7 (5) は金額ベースの自己株式取得割合と ROEBBG ダミーの関係を Tobit モデルで推計した結果である。ROEBBG ダミーの限界効果は 3.330 で、1%水準で有意である。前期の ROE が 5%を下回ったが当期 ROE が 5%をわずかに上回った企業は、そうでない企業と比べて、金額ベースの自己株式取得割合が 3.330 ポイント多いと考えられる。表 7 (2) の結果と比較すると、ROEBG ダミーより ROEBBG ダミーの効果が 0.786 ポイント大きいことが判った。同様に、表 7 (6) は株式数ベースの自己株式取得割合と ROEBBG ダミーの関係を Tobit モデルで推計した結果である。ROEBBG ダミーの限界効果は 3.412 で、1%水準で有意である。前期の ROE が 5%を下回ったが当期 ROE が 5%をわずかに上

回った企業は、そうでない企業と比べて、株式数ベースの自己株式取得割合が 3.412 ポイント多いと考えられる。表 7 (3) の結果と比較すると、ROEBG ダミーより ROEBBG ダミーの効果が 1.359 ポイント大きいことが判った。以上の結果は、いずれもコントロール変数の結果は概ね予想通りである。

以上の結果から、 $t-1$ 期まで 2 期連続で ROE が 5% を下回ったが、 t 期で ROE が 5% をわずかに上回った企業はそうでない企業とくらべて自社株買いを選択する可能性が高く、また金額・株式数ベースでの取得規模が大きいことが確認できた。この結果は、3 期連続で ROE が基準を下回らないよう、2 期連続で ROE が基準を下回った企業の経営者は自己株式の取得を通じた名目的に ROE を引き上げ、ROE 基準をクリアしているためであるという理解と整合的である。国内機関投資家の多くが「3 期連続で ROE が 5% を下回った企業について、取締役選任議案に反対する」という ROE 基準を設けていることから、3 期連続で ROE が 5% を下回らないよう行動するインセンティブが生じていると考えられる。また、表 7 (1) から (3) の結果と比較すると、2 期連続で ROE 基準を下回ることも 3 期連続で下回ることを回避していると考えられる。以上の結果は、国内機関投資家の設定する ROE 基準がインセンティブになっていることの証左であると考えられる。

表 7 推計結果 (5)

	(1) Logit	(2) Tobit	(3)	(4) Logit	(5) Tobit	(6)
	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0= 自己株式取得せず]	金額に占める自己株 式取得割合	株式数に占める自己 株式取得割合	自己株式取得ダミー [1=自己株式取得, 0= 自己株式取得せず]	金額に占める自己株 式取得割合	株式数に占める自己 株式取得割合
ROEBGダミー	1.025** (0.398)	2.544*** (0.933)	2.053** (0.962)			
ROEBBGダミー				1.473*** (0.471)	3.330*** (1.123)	3.412*** (1.124)
ROE(%)	0.0209* (0.0114)	0.0591** (0.0265)	0.0437* (0.0264)	0.0210* (0.0115)	0.0589** (0.0265)	0.0440* (0.0263)
機関投資家持株比率(%)	0.0290*** (0.00368)	0.0689*** (0.00878)	0.0678*** (0.00894)	0.0291*** (0.00369)	0.0687*** (0.00877)	0.0677*** (0.00892)
前年度配当ダミー	2.409** (1.018)	4.965*** (1.824)	4.912*** (1.822)	2.448** (1.023)	5.005*** (1.832)	4.972*** (1.834)
現金保有(%)	0.248 (0.668)	1.376 (1.529)	1.562 (1.546)	0.208 (0.669)	1.304 (1.529)	1.491 (1.544)
時価簿価比率	-0.0731 (0.100)	0.151 (0.223)	-0.345 (0.236)	-0.0738 (0.100)	0.152 (0.223)	-0.341 (0.235)
レバレッジ	-0.307*** (0.0751)	-0.622*** (0.149)	-0.589*** (0.150)	-0.309*** (0.0752)	-0.625*** (0.149)	-0.589*** (0.150)
株価リターン(%)	-0.00268** (0.00129)	-0.00654** (0.00296)	-0.00620** (0.00301)	-0.00266** (0.00129)	-0.00651** (0.00295)	-0.00616** (0.00300)
自己株式保有比率(%)	0.0988*** (0.0127)	0.227*** (0.0311)	0.248*** (0.0313)	0.100*** (0.0127)	0.229*** (0.0310)	0.248*** (0.0312)
Constant	-4.832*** (1.058)	-11.72*** (1.969)	-11.25*** (1.968)	-4.875*** (1.064)	-11.74*** (1.977)	-11.32*** (1.980)
Observations	2,456	2,456	2,456	2,456	2,456	2,456
Year dummy	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R-squared	0.120	0.0740	0.0703	0.122	0.0743	0.0715

(注) サンプル数は 2,456 で、非金融事業法人の東証第一部上場企業を対象とした。(1) (4) の分析は Logit モデルを、(2) (3) (5) (6) の分析は Tobit モデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段は標準誤差を示している。*** は 1%水準で、**は 5%水準で、*は 10%水準で有意であることを示している。

第六項 長期借入による自己株式取得

最後に、本項では名目的な ROE の引き上げのための自己株式取得の原資を検討する。企業は自己株式取得の対価をどうやって調達しているかを明らかにする。伝統的な研究によれば、ペイアウト政策やフリーキャッシュフローの圧縮が自己株式の取得の動機である場合には自己株式の取得対価は余剰資金によって支払われると考えられる。一方で、花枝・芹田（2008）のサーベイでは「自己株式取得の決定に余剰資金の存在は重要である」と考える日本企業は 38.7%に留まることから、フリーキャッシュフロー仮説は支持できるほど明確な結果は得られなかったとしている。この点で、自己株式取得は自己資本を圧縮する財務政策であることを考えれば、一部の企業は負債による資金調達を通じて自己株式を取得している可能性がある。本項では、記述統計量の比較検討を行い、自己株式取得企業の資金調達について検討する。

表 8 は 2014 年度から 2015 年度の非金融事業法人の東証第一部上場企業を対象として、負債による資金調達の割合について記述統計量を示している。平均して長期借入による資金調達の割合が社債・短期借入による資金調達の割合より大きい。したがって、長期借入による資金調達が最も重要であると考えられるため、本項では長期借入に注目する。

表 9 では、自己株式取得と長期借入の関係を検証するための t 検定の結果を示している。はじめに、自己株式取得の有無と長期借入による資金調達の関係を明らかにするという狙いから、[a]t 期中に自己株式を取得しなかった企業と [b]t 期中に自己株式を取得した企業の長期借入による調達額の総資産に占める割合の平均を比較している。余剰資金を有する企業が自己株式取得をするならば、自己株式取得企業の資金需要は相対的に低いいため、長期借入による資金調達は相対的に少ないと予想される。表 9A でこの結果を示した。[a]のサンプル数は 2,064（全体の 82.59%）、[b]のサンプル数は 435（全体の 17.41%）である。

表 8 資金調達に関する記述統計量

	N	sd	mean	min	p50	max
短期借入: t期の短期借入による収入/総資産(%)	2499	5.79	1.47	0.00	0	153.13
長期借入: t期の長期借入による収入/総資産(%)	2499	4.32	2.92	0	1.01	37.68
社債: t期の社債発行による収入/総資産(%)	2499	1.52	0.42	0.00	0	21.13

（注）対象は非金融事業法人の東証第一部上場企業。サンプル数は 2,499 である。QUICK Astra manager に基づき筆者作成。

[a]の長期借入金の割合は 3.065%で、2.234%である[b]よりも 0.831%高く、その差は 1%水準で有意である。以上の結果より、2014 年度以降の自己株式取得企業は長期借入による資金調達割合が小さいといえる。

次に、ROE 基準を達成するために自己株式取得を行った企業は、負債により取得資金を調達しているか否かを解明するために、ROE5%をわずかに上回った企業に注目する。第一に、自己株式を取得した企業のうち、ROE が 5%をわずかに上回った企業と、それ以外の企業を比較する。名目的な ROE 引き上げによる ROE 基準のクリアを動機として自己株式取得を行った企業は、取得対価を余剰資金ではなく負債により調達する可能性がある。したがって、ROE5%をわずかに上回った自己株式取得企業は、その他の条件下における自己株式取得企業よりも、長期借入金による資金調達の割合が大きくなると予想される。表 9B は[c] ROE が 5%未満あるいは 5.4%以上の自己株式取得企業、[d] ROE が 5%以上 5.4%未満の自己株式取得企業の比較結果を示した。[c]のサンプル数は 407 (16.29%)、[d]のサンプル数は 28 (1.12%) である。[c]は 2.19%、[d]は 2.89%で、[c]は[d]より 0.70%小さい。

第二に、ROE5%をわずかに上回る企業のうち ROE の名目的な引き上げによって ROE 基準をクリアした可能性のある企業を特定する目的で、ROE が 5%をわずかに上回った企業のうち自己株式を取得した企業と、取得しなかった企業を比較する。自己株式取得を通じて ROE が 5%をわずかに上回った企業は、自己株式取得のなかった企業と比べ、自己株式取得対価を負債により調達した結果として長期借入の割合が大きいと予想される。表 9C は、ROE が 5%をわずかに上回った企業のうち[e] 自己株式取得なし企業、[f]自己株式取得企業の比較を示している。[e]のサンプル数は 57(2.28%)、[f]のサンプル数は 28(1.12%) である。[e]は 2.39%、[f]は 2.89%で、[e]は[f]より 0.50%小さい。

最後に、自己株式取得を通じて ROE 基準を上回ることができた企業とできなかった企業の差異を検討するために、自己株式取得企業のうち ROE5%をわずかに上回った企業とわずかに下回った企業の比較を行う。表 9D は自己株式取得企業のうち、ROE が 5%をわずかに下回る企業とわずかに上回る企業の比較結果を示している。[g]のサンプル数は 10 (0.40%)、[h]のサンプル数は 55 (2.28%) である。長期借入の割合は、[g]は 0.352%、[h]は 2.889%である。[g]は[h]よりも 3.099 小さく、その差は 1%水準で有意であった。

以上の結果を総合すると、通常自己株式取得企業は長期借入による資金調達の割合は小さいが、ROE5%をわずかに上回った企業は長期借入による資金調達の割合が他企業と比べて大きいといえる。したがって、ROE 基準をわずかに上回るための自己株式取得の資金

は、長期借入で調達されている可能性があると考えられる。なお、資金調達手段の特定を目的とした推計を複数行ったが、特定に至らなかった⁹。

表 9 推計結果 (6)

A: 自己株式を取得しなかった企業と、自己株式を取得した企業					
	[a]自己株式取得なし	[b]自己株式取得	[a]-[b]		
	平均	平均	平均値差	t値	
長期借入	3.065 (0.096)	2.234 (0.189)	0.831 (0.212)	3.916	***
N	2064	435			
B: 自己株式を取得した企業のうち、ROEが5%をわずかに上回った企業と、それ以外の企業					
	[c]ROE<5%, 5.4%≤ROE	[d]5%≤ROE<5.4%	[c]-[d]		
	平均	平均	平均値差	t値	
長期借入	2.189 (0.195)	2.889 (0.792)	-0.700 (0.815)	-0.859	
N	407	28			
C: ROEが5%をわずかに上回った企業のうち、自己株式を取得した企業と、取得しなかった企業					
	[e]自己株式取得なし	[f]自己株式取得	[e]-[f]		
	平均	平均	平均値差	t値	
長期借入	2.388 (0.429)	2.889 (0.792)	-0.501 (0.901)	-0.556	
N	57	28			
D: 自己株式を取得した企業のうち、ROEが5%をわずかに下回る企業と、わずかに上回った企業 (x,y)={x≤ROE<y}					
	[g](4.6, 5)	[h](5, 5.4)	[g]-[h]		
	平均	平均	平均値差	t値	
長期借入	0.352 (0.209)	2.889 (0.792)	-2.537 (0.819)	-3.099	***
N	10	28			

(注) 対象は非金融事業法人の東証第一部上場企業。サンプル数は 2,499 である。上段は平均，下段は標準誤差を示している。T 値については，Welch の t 検定の手法により分析を行った。*** は 1%水準で，**は 5%水準で，*は 10%水準で有意であることを示している。

⁹ 長期借入金による収入を被説明変数，自社株買いの規模と ROE5%ダミーとその交差項・コントロール変数を説明変数とした推計を実施したが，十分な証拠を得るに至らなかった。

第五節 結論と残された課題

自己株式の取得動機は、伝統的な研究では株主への利益還元、フリーキャッシュフローの圧縮を通じたエージェンシー問題の解消、市場において自社が過小評価されていることに対するシグナリング、買収の防衛であるとされてきた。しかし近年の研究では、経営者の私的利益を動機として自社株買いが実施されている可能性が指摘されている。本研究は、先行研究の提唱する経営者の私的利益を動機とするという仮説に、新たな観点と説明を付すものである。本研究では、日本企業では経営者の私的便益確保を動機とした自己株式取得が行われているという仮説を検証した。

ROE 基準をわずかに上回ったことと自己株式取得の関係に関する分析からは、次のような結果が得られている。(i) ROE 基準をわずかに上回った企業の自己株式取得確率は、他企業と比較して **0.247** 高い。また、ROE 基準が強化された **2014** 年以降に期間を区切ると ROE 基準の影響は顕著 (**0.731**) である。(ii) ROE 基準をわずかに上回った企業は、金額ベースでは **0.50%**、株式数ベースでは **0.44%**、そうでない企業と比べて多く自己株式を取得する。選択確率と同様に、**2014** 年以降の期間では影響が顕著 (金額ベースで **1.75%**、株式数ベースで **1.69%**) である。(iii) 一定以上の機関投資家持株比率の日本企業は自己株式取得確率・取得規模全てに ROE 基準が正の影響を与えている。一方で、機関投資家持株比率が一定以下の日本企業は、こうした影響は確認できなかった。(iv) 特定期間連続して ROE 基準を下回ることを回避した企業は自己株式取得を実施しているという傾向から、以上の結果を補強することができる。

以上の結果は、機関投資家が議決権行使の判断基準としている ROE 基準をクリアするために、自己株式取得を通じて ROE を名目的に引き上げている可能性を示唆している。機関投資家の存在が、経営者の非金銭的な私的利益を動機とした自社株式取得の圧力となっている可能性がある。

最後に、本研究に関連して残された課題をまとめる。まず、自己株式取得の原資となる資金の調達方法は、本稿で分析を試みたものの十分にいまだ特定できていない。公開データが限られていること、またサンプル数の制約から特定に至らなかった可能性がある。今後、自己株式取得を実施した企業の資金調達方法やキャッシュフローを緻密に確認する調査を通じて、自己株式取得の資金調達について検討していく必要があると考えられる。

また、私的利益を動機とした自己株式の取得は企業にいかなる影響を及ぼすのかという

疑問への答えが得られていない。自己株式の取得が企業に及ぼす影響を検討した研究に、*Almeida et al.* (2016) がある。アメリカの製造業を対象に分析を行った同研究は、特定の条件下（アナリストの **EPS** 予想を下回る可能性があるとき）において実施された自己株式の取得は、雇用や **R&D** 投資、設備投資といった実物投資を圧縮するという結果を報告している。しかし、日本企業を対象とした自己株式取得が実物投資に与える影響の分析は未だ実施されていない。*Almeida et al.* (2016) の分析手法に基づき、日本の製造業を対象として **ROE** 基準をわずかに上回った企業の自己株式取得が実物投資を圧縮するか暫定的な推計を試みたが、有意な結果を得られなかった。**ROE** の名目的な引き上げが実物投資に負の影響をもたないのか、あるいは結果を確定できるほどの観察期間が得られていないかは不明である。**ROE** の名目的な引き上げが実物投資に与える影響についても、今後の課題としたい。

謝辞

本研究の過程において終始適切なご指導とご鞭撻を賜り、また本論文を作成するに際しては親身なご助言と激励をいただきました早稲田大学商学学院教授宮島英昭先生に心から感謝の意を表します。お忙しい中、本論文の副査として時間を割いていただきました同大学商学学院教授広田真一先生、谷川寧彦先生に貴重なご助言をいただきました。深く感謝いたします。また日常の議論を通じて大いなる示唆とご教示を賜りました小川亮氏、吉田賢一氏、宮島ゼミナールの同期・後輩の皆様に感謝いたします。

参考文献

- Almeida, H., V. Fos, and M. Kronlund (2016) “The real effects of share repurchase,” *Journal of Financial Economics*, Volume 119, Issue 1, pp. 168-185.
- Bagwell, L. S. (1992) “Dutch auction repurchases: An analysis of shareholder heterogeneity,” *Journal of Finance*, Volume 47, Issue 1, pp. 71-105.
- Billett, M. T., and H. Xue (2007) “The takeover deterrent effect of open market share repurchases,” *Journal of Finance*, Volume 62, Issue 4, pp. 1827-1850.
- Brav, A., J. R. Graham, C. R. Harvey, and R. Michaely (2004) “Payout policy in the 21st century,” *Journal of Financial Economics*, Volume 77, Issue 3, pp. 483-527.
- Cheng, Y., J. Harford, and T. Zhang (2015) “Bonus-driven repurchases,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 50, No. 3, pp. 447-475.
- Franks, J., C. Mayer, H. Miyajima, and R. Ogawa (2016) “Share repurchases and control of the corporation: the evidence from Japan,” *mimeo*.
- Gullon, G., and D. L. Ikenberry (2000) “What do we know about stock repurchases?,” *Journal of Applied Corporate Finance*, Volume 13, Issue 1, pp. 31-51.
- Gullon, G., and R. Michaely (2002) “Dividends, share repurchases, and the substitution hypothesis,” *Journal of Finance*, Volume 57, Issue 4, pp. 1649-1684.
- Hatakeda, T., and N. Isagawa (2004) “Stock price behavior surrounding stock repurchase announcements: Evidence from Japan,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Volume 12, Issue 3, pp. 271-290.
- Jensen, M. C. (1986) “Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers,” *American*

- Economic Review*, Volume 76, No. 2, pp. 323-329.
- Julio, B., and D. L. Ikenberry (2004) “Reappearing Dividends,” *Journal of Applied Corporate Finance*, Volume 16, Issue 4, pp. 89-100.
- Lazonick, W. (2014) “Innovative enterprise and shareholder value,” *Law and Financial Markets Review*, Volume 8, Issue 1, pp. 52-64.
- Myers, S. C., and N. S. Majluf (1984) “Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have,” *Journal of Financial Economics*, Volume 13, Issue 2, pp. 187-221.
- Skinner, D. J. (2008) “The evolving relation between earnings, dividends, and stock repurchases,” *Journal of Financial Economics*, Volume 87, Issue 3, pp. 582-609.
- Zhang, H. (2002) “Share repurchases under the Commercial Law 212-2 in Japan: Market reaction and actual implementation,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Volume 10, Issue 3, pp. 287-305.
- 一般社団法人日本投資顧問業協会（2017）「日本版スチュワードシップ・コードへの対応等に関するアンケート（第4回）の結果について（平成29年10月実施分）」
http://www.jiaa.or.jp/osirase/pdf/steward_enq29.pdf（最終アクセス日：2018年1月31日）
- 太田浩司・河瀬宏則（2016）「自社株買いの公表に対する短期および長期の市場反応：Auction 買付と ToSTNeT 買付の比較」『現代ファイナンス』No.38, 61-93 頁.
- 島田佳憲（2013）『自社株買いと会計情報』中央経済社.
- 高橋真弓（2012）「議決権行使助言会社の法的規制論に関する一研究」『一橋法学』第11巻第2号, 43-84 頁.
- 日本版スチュワードシップ・コードに関する有識者検討会（2014）『「責任ある機関投資家」の諸原則《日本版スチュワードシップ・コード》：投資と対話を通じて企業の持続的成長を促すために』
- 花枝英樹・芹田敏夫（2008）「日本企業の配当政策・自社株買い：サーベイ・データによる検証」『現代ファイナンス』第24号, 129-160 頁.
- 牧田修治（2005）「わが国上場企業の自社株買いに関する実証分析：フリーキャッシュフロー仮説の検証」『現代ファイナンス』No.17, 63-81 頁.
- 山口聖（2007）「わが国企業における配当と自社株買いの関係」『証券アナリストジャーナル』第

45 巻第 12 号, 104-113 頁.

—— (2008) 「自社株買いと長期の株価パフォーマンス」『現代ファイナンス』No. 23, 153-169 頁.

—— (2009) 「自社株買いと資本市場：株価反応に基づくシグナルの検証」『証券アナリストジャーナル』第 47 号第 8 号, 31-41 頁.